



Munich Personal RePEc Archive

The Turn-of-the-Year Effect in the Romanian foreign exchange market

Stefanescu, Răzvan and Dumitriu, Ramona

Dunarea de Jos University of Galati, Dunarea de Jos University of
Galati

30 March 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99365/>

MPRA Paper No. 99365, posted 31 Mar 2020 06:11 UTC

Efectul Turn-of-the-Year pe piața valutară din România

Răzvan Ștefănescu
Ramona Dumitriu

Abstract

Some calendar anomalies that were detected in the stock markets could be also found in the foreign exchange markets. This paper approaches the presence of Turn-of-the-Year Effect in the logarithmic returns of Romanian leu – US dollar exchange rate daily values for a period that starts in July 2005 and it ends in March 2020. The results suggest that at the beginning and the end of a year Romanian national currency tends to depreciate consistently against US dollar.

1. Introducere

Efectele calendaristice (numite și anomalii calendaristice) ale piețelor financiare se referă la randamente anormale (foarte mici sau foarte mari) ale activelor tranzacționate care apar cu o anumită regularitate, la intervale de timp mai mici de un an. Practic, pot fi considerate forme de variație sezonieră ale evoluției cursurilor formate pe piețele financiare.

Cunoașterea modului în care se manifestă un efect calendaristic poate fi exploatată în cadrul unei strategii de investiții care are la bază achizițiile în perioadele în care prețurile scad și vânzări în perioadele în care prețurile cresc. Succesul unor astfel de strategii se află, oarecum, în contradicție cu principiile unor teorii ale finanțelor clasice, în special cu cele ale Ipotezei Piețelor Eficiente care presupun că informațiile asupra evoluțiilor din trecut nu pot asigura câștigul tranzacțiilor (Fama, 1970). De altfel, efectele calendaristice se numără printre argumente majore pe care Finanțele Comportamentale (o ramură a științei financiare care contestă raționalitatea deplină a deciziilor de creditare sau de investiții) le aduc împotriva unor modele ale finanțelor clasice (Statman, 1999; Thaler, 1999; Frankfurter & McGoun, 2002; Barberis & Thaler, 2003; Schwert, 2003; Shiller, 2003; Malkiel, 2005; De Bondt et al., 2008).

Un aspect important al studiului unui efect calendaristic este reprezentat de stabilitatea acestuia în timp. S-a constatat că, în anumite perioade, multe din variațiile sezoniere s-au atenuat, au dispărut sau au evoluat către forme contrare celor inițiale (randamentele au început să scadă în intervalele de timp în care înainte creșteau și viceversa). În acest caz, investitorii nu mai au garanția că vor putea exploata cunoștințele disponibile asupra unui efect calendaristic (Agrawal & Tandon, 1994; Horowitz et al., 2000; Schwert, 2003; Marquering et al., 2006; Urquhart & McGroarty, 2016). De altfel, astfel de schimbări

suferite în timp de anomalii calendaristice sunt folosite de adepții Ipotezei Piețelor Eficiente drept contrargumente cu care răspund criticilor din partea Finanțelor Comportamentale (Fama, 1998; Dimson & Marsh, 1999).

Cel mai adesea, studiile asupra efectelor calendaristice se referă la evoluțiile piețelor de capital. Ceva mai rar, au fost întreprinse și cercetări asupra variațiilor sezoniere prezente pe piețele valutare (McFarland et al., 1982; So, 1987; Cornett et al., 1995; Payne, 1996; Aydoğan & Booth, 2003; Yamori & Mourdoukoutas, 2003; Yamori & Kurihara, 2004; Berument et al., 2007). La fel ca în cazul tranzacțiilor de pe piețele de capital, cele din piețele valutare pot avea o dimensiune speculativă consistentă, care favorizează apariția anomaliilor calendaristice (Frankel & Froot, 1986; Canova & Marrinan, 1993; Vitale, 2000; Danielsson & Payne, 2002; Evans, 2002). Totuși, spre deosebire de evoluțiile piețelor de capital, cele ale piețelor valutare pot fi influențate decisiv de intervenția activă a băncii centrale (Lewis, 1995; Morana & Beltratti, 2000; Westerhoff, 2001). În funcție de obiectivele asumate și de regimul cursurilor valutare aplicat, o bancă centrală poate interveni consistent, vânzând sau cumpărând cantități uriașe de monedă străină pentru a aduce ratele de schimb la un nivel dezirabil ceea ce atenuează sau chiar elimină variațiile sezoniere (Ghosh et al., 2002; Levy-Yeyati & Sturzenegger, 2005; Klein & Shambaugh, 2008; Rose, 2011).

În această lucrare vom investiga prezența Efectului *Turn-of-the-Year* pe piața valutară din România prin intermediul ratelor de schimb zilnice dintre leul românesc și dolarul SUA. Această anomalie calendaristică se referă la randamente ale activelor financiare neobișnuit de mari sau de mici care apar într-o perioadă (numită și perioada TOY: *turn-of-the-year*) ce cuprinde primele zile lucrătoare ale unui an împreună cu ultimele zile lucrătoare ale anului precedent (Roll, 1983; Berges et al., 1984; Ritter, 1988; Ziemba, 1991). Este una dintre cele mai cunoscute anomalii calendaristice înrudită, oarecum, cu Efectul Ianuarie, care se manifestă prin randamente anormale care survin în prima lună a anului (Wachtel, 1942; Rozeff & Kinney Jr, 1976; Reinganum, 1983; Tinic & West, 1984; Thaler, 1987; Haug & Hirschey, 2006). În plus, Efectul *Turn-of-the-Year* (TOY) poate fi considerat un caz particular al Efectului TOM (*Turn-of-the-Month*) care se referă la randamente anormale înregistrate în primele zile ale unei luni și în ultimele zile ale lunii precedente (Ogden, 1990; Cadsby & Ratner, 1992; Hensel & Ziemba, 1996; Kunkel & Compton, 1998). Pentru această tendință au fost furnizate explicații variate: motive fiscale, tranzacțiile unor companii care doresc să își „înfrumusețeze” situațiile financiare în perioadele în care le sunt afișate bilanțurile contabile, nevoia de lichiditate, optimismul asociat vacanțelor, tulburările afective sezoniere, impactul unor anunțuri ce privesc rezultatele companiilor sau starea economiei naționale, clima etc. (Dyl, 1977; Aharony & Swary, 1980; Lakonishok & Smidt, 1984; Haugen & Lakonishok, 1988; Keim, 1989; Ball & Kothari, 1991; Lakonishok et al., 1991; McQueen & Roley, 1993; Sias & Starks, 1997; Brockman & Michayluk, 1998; D'Mello et al., 2003; Dai, 2003; Hirshleifer & Shumway, 2003; Kamstra et al., 2003; Ng & Wang, 2004). La fel ca alte anomalii calendaristice, Efectul TOY poate suferi, în timp, modificări semnificative (Szakmary & Kiefer, 2004).

Orice studiu asupra prezenței anomaliilor calendaristice în evoluția ratelor de schimb din România ar trebui să ia în considerare unele particularități ale pieței valutare din această țară. În domeniul politicii ratelor de schimb, Banca Națională a României (BNR) aplică un regim al flotației controlate materializat prin intervenții consistente pe piața valutară

care pot estompa unele variații sezoniere (Ghosh et al., 2002; Isarescu, 2004; Von Hagen & Zhou, 2005). Este vizată stabilitatea ratelor de schimb a două monede importante, euro și dolarul SUA, fără a se comunica însă publicului nivelurile dezirabile sau amploarea tranzacțiilor valutare (care pot fi, totuși, detectate într-o anumită măsură studiind evoluția rezervelor valutare). Ocazional, au fost formulate acuzații, nesustținute însă de probe concrete, că BNR ar acționa pentru aprecierea monedelor străine în perioadele anului în care devin exigibile unele obligații fiscale calculate în raport cu unele cursuri valutare. Alte circumstanțe ce pot afecta evoluția ratelor de schimb sunt asociate fluxurilor valutare generate de importuri, de activitățile cetățenilor români care locuiesc în străinătate sau de transferurile din cadrul companiilor multinaționale. Evoluția unor importuri are un caracter pronunțat sezonier, pe care îl imprimă și cererii de valută. Adeseori, importurile bunurilor de consum au crescut în preajma sărbătorilor laice sau religioase în timp ce importurile unor produse energetice au sporit în timpul iernii. Fluxurile valutare generate de cetățenii români care locuiesc în străinătate au avut, în ultimele decenii, un impact major asupra ofertei de pe piața valutară. În anumite perioade ale anului (în special cu ocazia sărbătorilor de Paște, Crăciun sau Anul Nou) românii din diaspora au venit în țară în număr mare convertind în lei sume considerabile de valută, ceea ce a întărit moneda națională. Companiile multinaționale au devenit, de mai mulți ani, un actor important al economiei din România. Cu o anumită ritmicitate, între societățile-mamă din străinătate și filialele din țară se desfășoară fluxuri valutare considerabile (livrarea dividendelor, acordarea și rambursarea creditelor etc.) ce pot influența cererea și oferta de pe piața valutară.

Restul acestei lucrări este organizat după cum urmează: al doilea capitol descrie datele utilizate în investigația asupra Efectului TOY pe piața valutară din România, al treilea prezintă rezultatele unei comparații între randamentul mediu al cursului valutar RON/USD din perioada TOY și cel din restul anului iar al patrulea emite concluziile.

2. Date utilizate

Al doilea capitol al acestei lucrări este structurat în patru subcapitole:

- prezentarea generală a datelor și calculul randamentelor logaritmice;
- studiul indicatorilor statisticii descriptive a randamentelor logaritmice;
- analiza histogramei randamentelor logaritmice;
- studiul trendului randamentelor logaritmice.

2.1. Prezentarea generală a datelor și calculul randamentelor logaritmice

Studiul asupra prezenței Efectului TOY pe piața valutară din România va folosi valorile zilnice ale ratelor de schimb dintre leul românesc și dolarul SUA (cursul RON/USD sau CURSZ_USD) din perioada 4 iulie 2005 – 17 martie 2020 furnizate de BNR.

Reprezentarea grafică a valorilor medii lunare ale cursului RON/USD din perioada iulie 2005 – februarie 2020 evidențiază un trend liniar descendent și o alternare a perioadelor de aprecieri și deprecieri considerabile (Figura 2.1.).

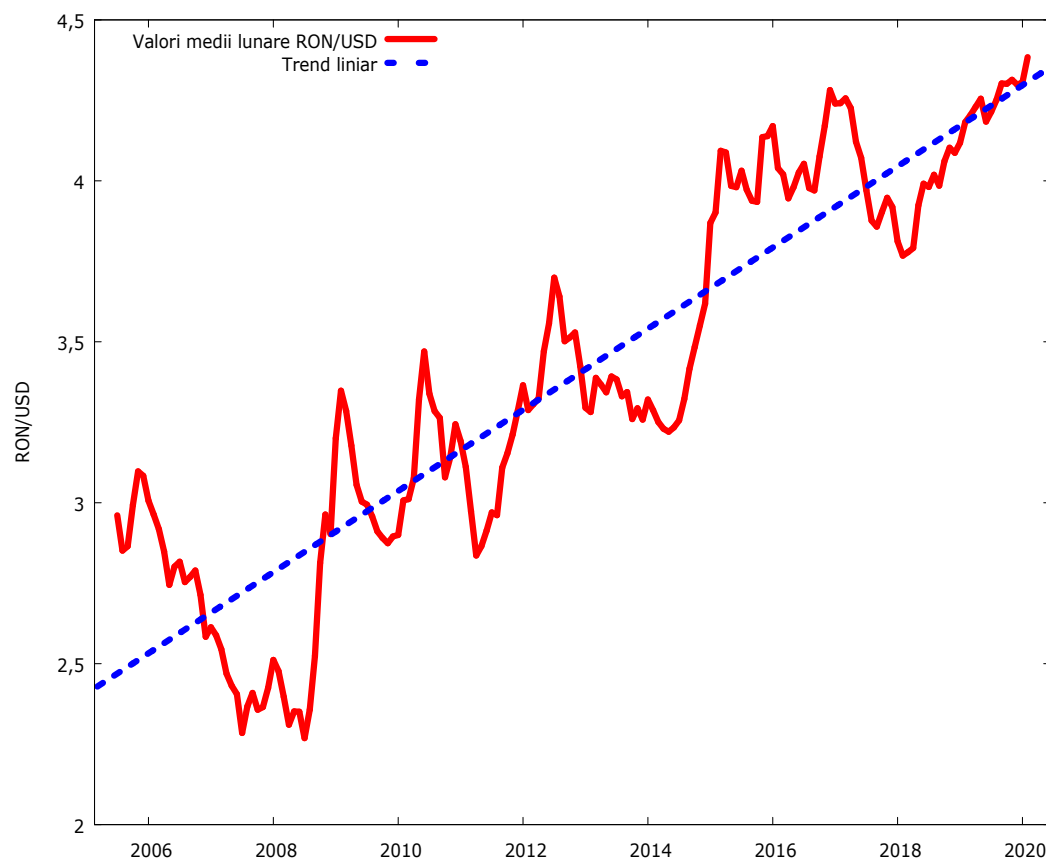


Figura 2.1. Evoluția valorilor medii lunare ale cursului RON/USD din perioada iulie 2005 – februarie 2020

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Pentru a detecta prezența Efectului TOY este necesar să determinăm mai întâi randamentele logaritmice zilnice ale cursului valutar. Introducem datele inițiale (CURSZ_USD) într-o foaie de lucru Microsoft Excel (Figura 2.2.). Într-o coloană a acestei foi de lucru înscrîm eticheta randamentelor logaritmice (r_CURSZ_USD), cu un rând mai jos decât cea a cursului RON/USD. Pentru al doilea termen al seriei cursului valutar (05.07.2005) calculăm randamentul pe baza formulei:

$$r_CURSZ_USD_t = 100 \times \ln\left(\frac{CURSZ_USD_t}{CURSZ_USD_{t-1}}\right) \quad (2.1.)$$

în care:

- $r_CURSZ_USD_t$ este randamentul logaritmice al cursului valutar leu - euro în ziua t ;
- $CURSZ_USD_t$ este valoarea cursului valutar în ziua t ;
- $CURSZ_USD_{t-1}$ este valoarea cursului valutar în ziua $t-1$.

Aplicăm un „ENTER” după care prelungim formula de calcul până la ultimul termen al seriei.

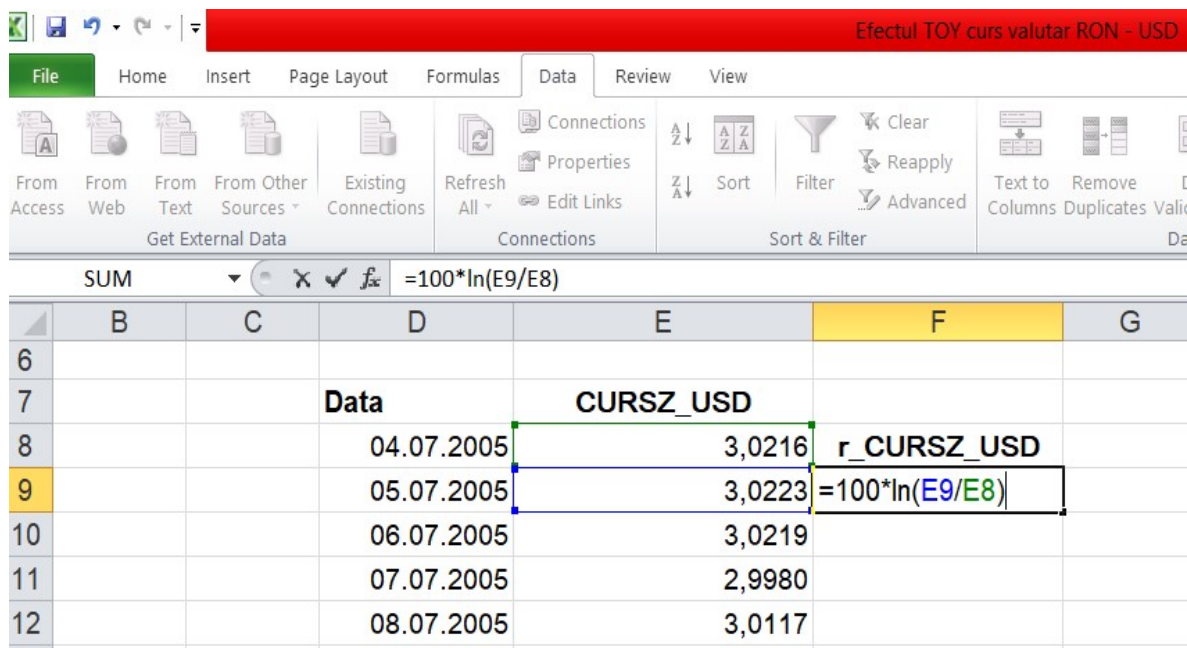


Figura 2.2. Determinarea randamentului logaritmic al cursului valutar din 05.07.2005

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

2.2. Studiul indicatorilor statisticii descriptive a randamentelor logaritmice

Pentru calculul indicatorilor statisticii descriptive recurgem la opțiunea „Descriptive Statistics” din pachetul de aplicații „Analiză Date” (Figura 2.3.).

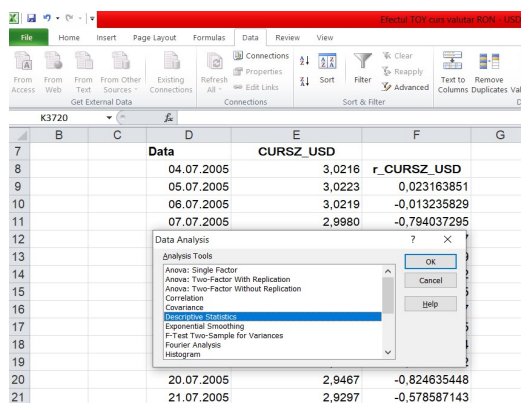


Figura 2.3. Alegerea opțiunii „Descriptive Statistics” din fereastra de dialog a pachetului de aplicații „Analiză Date”

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Cu un „click” asupra butonului „OK” ajungem la fereastra de dialog „Descriptive Statistics” pe care o completăm după cum urmează:

- la rubrica „Input Range:” selectăm valorile randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD, inclusiv eticheta (\$F\$8: \$F\$3729);
- la opțiunea implicită „New Worksheet Ply” introducem o denumirea (de exemplu, „St. Descr. r_CURSZ_USD”) pentru foaia de lucru care va afișa valorile indicatorilor statisticii descriptive.
- marcăm rubricile Labels in First Row:” și „Summary statistics” (Figura 2.4.).

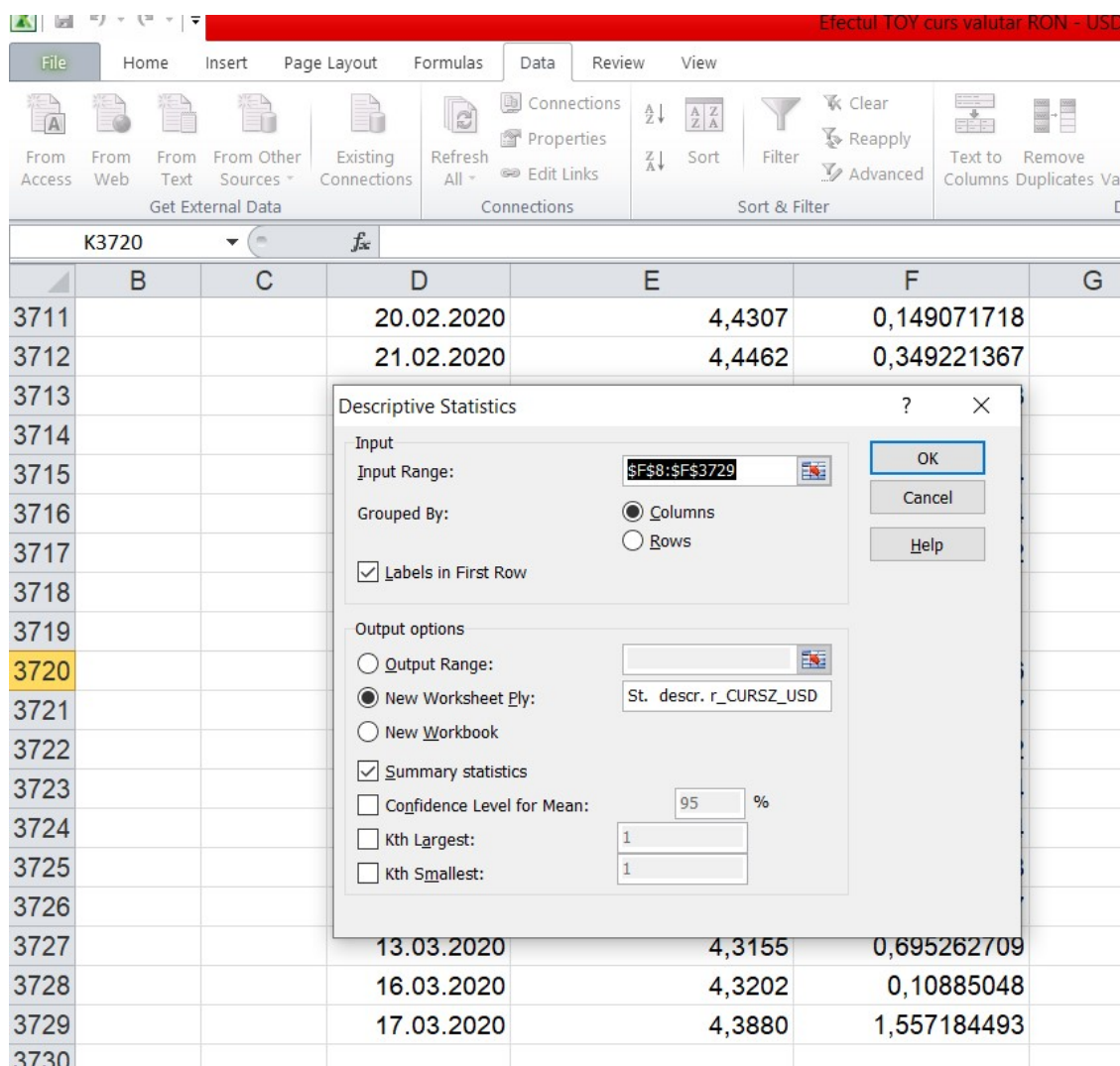
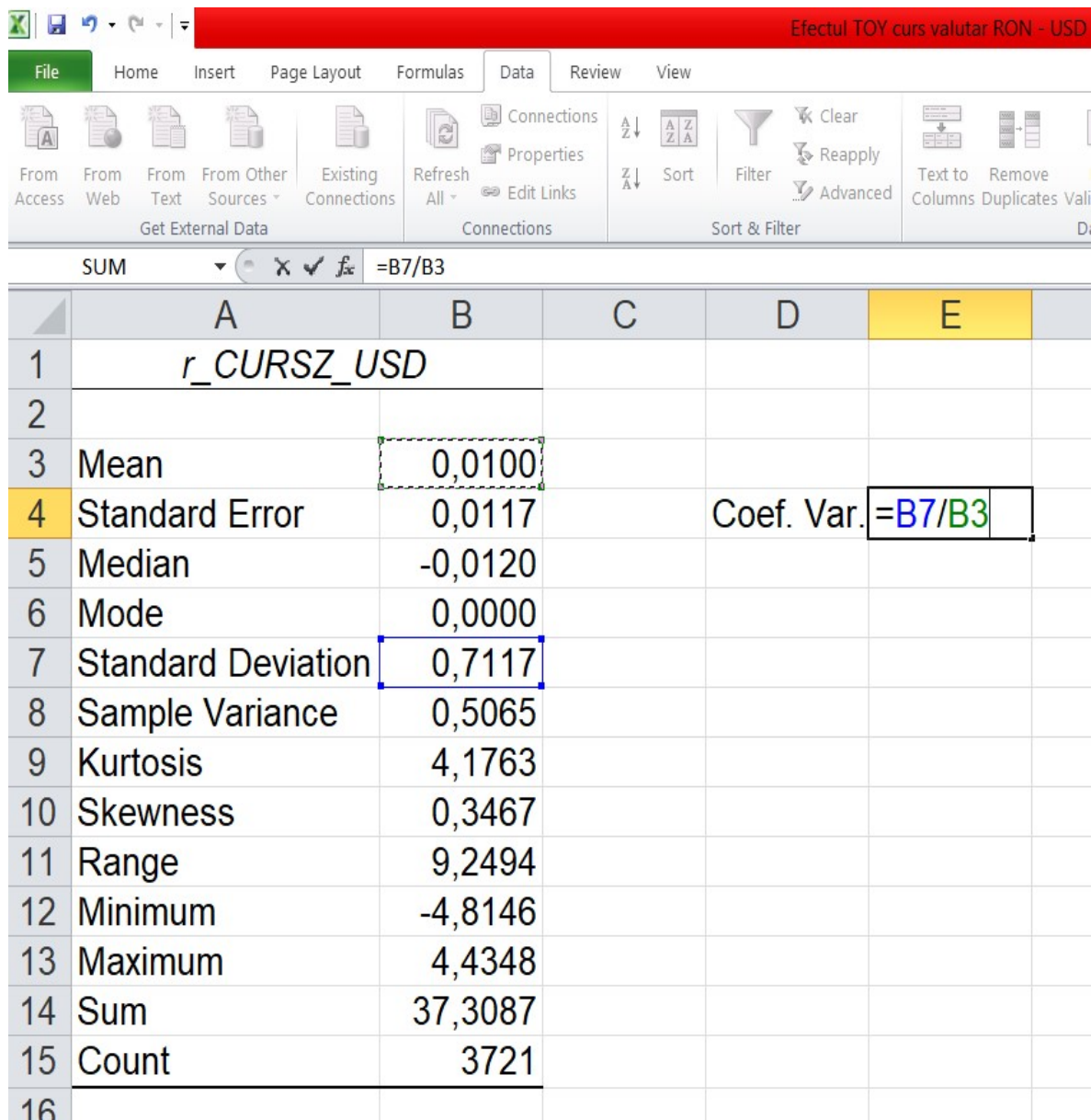


Figura 2.4. Completarea ferestrei de dialog a opțiunii „Descriptive Statistics”

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

La final, aplicăm din nou un „click” asupra butonului „OK”, ceea ce va crea noua foaie de lucru „St. Descr. r_CURSZ_USD” (Figura 2.5.).

În noua foaie de lucru împărțim valoarea abaterii standard la cea a mediei aritmetice pentru a obține coeficientul de variație al randamentelor (Figura 2.5.).



	A	B	C	D	E
1	<i>r_CURSZ_USD</i>				
2					
3	Mean	0,0100			
4	Standard Error	0,0117		Coef. Var.	=B7/B3
5	Median	-0,0120			
6	Mode	0,0000			
7	Standard Deviation	0,7117			
8	Sample Variance	0,5065			
9	Kurtosis	4,1763			
10	Skewness	0,3467			
11	Range	9,2494			
12	Minimum	-4,8146			
13	Maximum	4,4348			
14	Sum	37,3087			
15	Count	3721			
16					

Figura 2.5. Determinarea valorii coeficientului de variație al randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Prin intermediul opțiunii „Format Cells” dăm o formă procentuală valorii coeficientului de variație (Figura 2.6.).

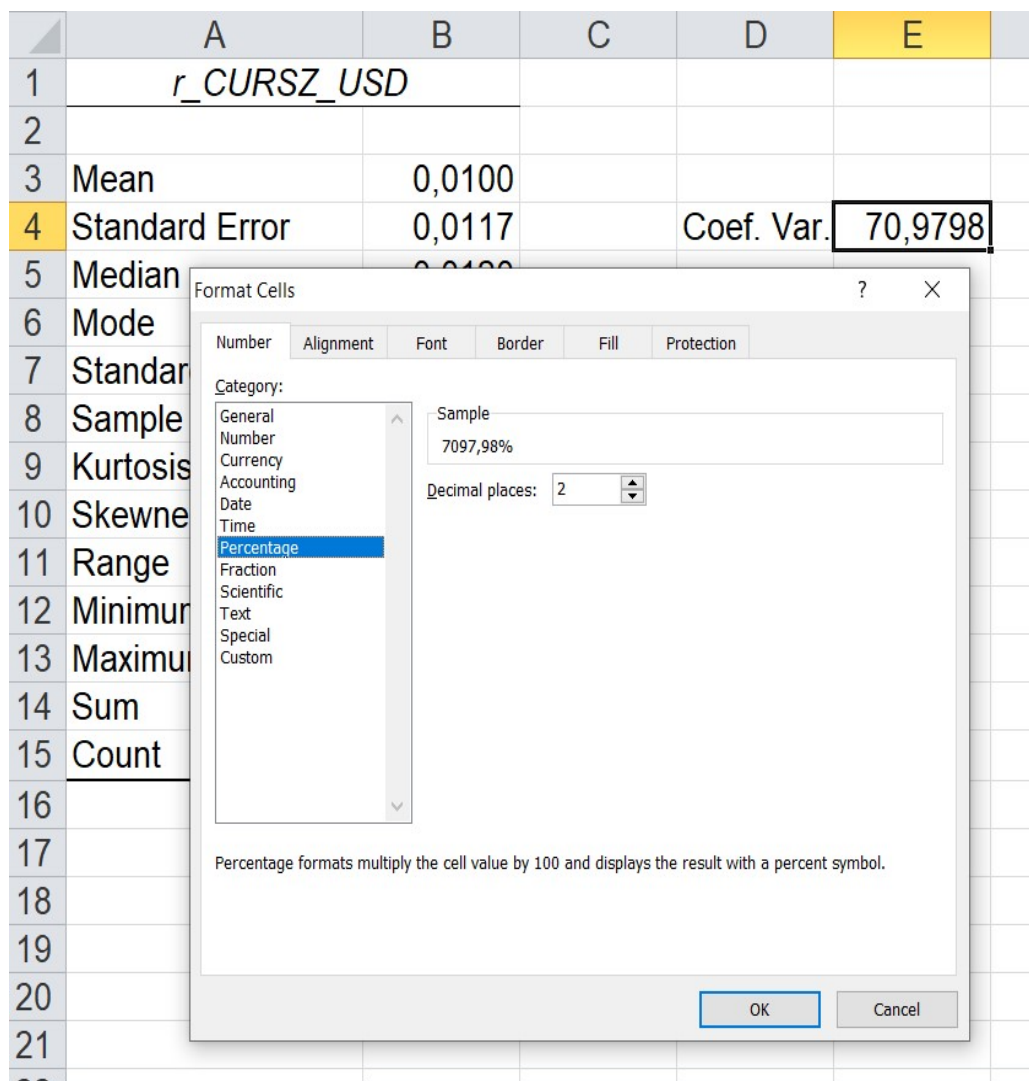


Figura 2.6. Atribuirea unei forme procentuale valorii coeficientului de variație al randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Valorile principalilor indicatori ai statisticii descriptive a randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD sunt prezentate în Tabelul 2.1. Putem constata că în perioada analizată randamentele au variat între -4,8146 și 4,4348. Media aritmetică s-a situat la nivelul de 0,0100 iar mediana la -0,0120. Pe baza coeficientului de variație putem aprecia că seria randamentelor logaritmice nu este prea omogenă. Valoarea semnificativ pozitivă a Kurtosis-ului în exces corectat indică o boltire leptokurtică. În plus, nivelul semnificativ pozitiv al coeficientului de asimetrie corectat (Skewness) sugerează că seria randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD are o asimetrie pozitivă. În aceste circumstanțe, putem aprecia că distribuția randamentelor este destul de îndepărtată de una normală.

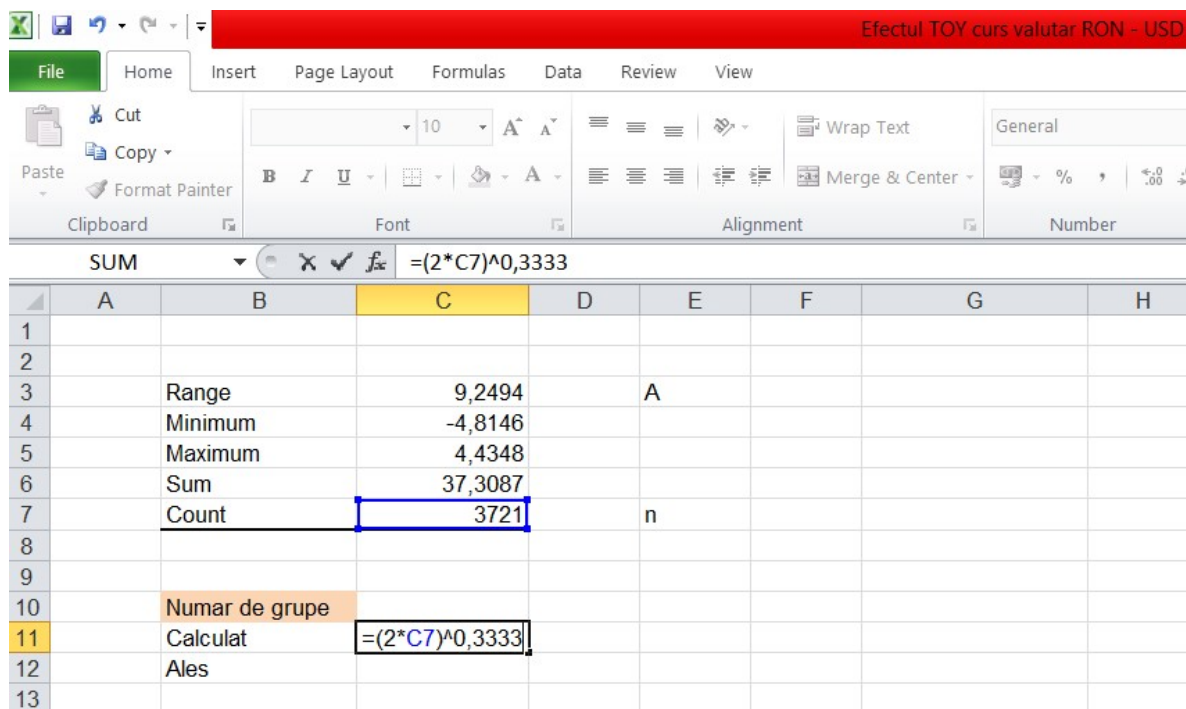
Tabelul 2. 1. Indicatori ai statisticii descriptive a randamentelor cursului RON/USD

Indicator	Valoare
Media aritmetică	0,0100
Mediana	-0,0120
Valoarea minimă	-4,8146
Valoarea maximă	4,4348
Varianța	0,5065
Abaterea medie pătratică (standard)	0,7117
Coeficient de variație	7097,98%
Coeficient de asimetrie corectat	0,3467
Kurtosis în exces corectat	4,1763
Număr de observații	3721

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

2.3. Analiza histogramei randamentelor logaritmice

Într-o foaie de lucru Excel separată copiem valorile unor indicatori determinați prin aplicația „Descriptive Statistics”: amplitudinea, valoarea minimă și cea maximă precum și numărul de observații (Figura 2.7.).



The screenshot shows an Excel spreadsheet with the following data:

	A	B	C	D	E	F	G	H
1								
2								
3		Range	9,2494		A			
4		Minimum	-4,8146					
5		Maximum	4,4348					
6		Sum	37,3087					
7		Count	3721		n			
8								
9								
10		Numar de grupe						
11		Calculat	$=(2*C7)^{0,3333}$					
12		Ales						
13								

Figura 2.7. Calculul numărului de grupe al histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Într-o celulă separată introducem formula Terrell & Scott de calcul al numărului de grupe (k) asociat histogramei:

$$k \approx \sqrt[3]{2 \times n} \quad (2.2.)$$

unde n este numărul de observații.

După un „ENTER” rezultă valoarea 19,518 pe care o rotunjim la 20 (Figura 2.8.).

	A	B	C	D	E	F	G	H
1								
2								
3		Range	9,2494		A			
4		Minimum	-4,8146					
5		Maximum	4,4348					
6		Sum	37,3087					
7		Count	3721		n			
8								
9								
10		Numar de grupe						
11		Calculat	19,5179484					
12		Ales	20					
13								
14								
15		Lungime int. var.						
16		Calculat	=C3/C12					
17		Ales						
18								

Figura 2.8. Calculul lungimii unui interval de variație al histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Trecem la calculul lungimii intervalului de variație al unei grupe (h) împărțind, într-o celulă a foii de lucru, amplitudinea valorilor seriei (A) la numărul ales de grupe (Figura 2.8.):

$$h \approx \frac{A}{k} \quad (2.3.)$$

Aplicând un nou „ENTER” obținem valoarea 0,46247 pe care o rotunjim la 0,4625.

Începem, apoi, să stabilim limitele superioare ale intervalelor de variație (Figura 2.9.).

Pentru prima grupă adunăm, la valoarea minimă (celula C4) lungimea aleasă a intervalului de variație (celula C17).

	A	B	C	D	E	F	G	H
1						Grupe	Lim. Sup. int.var.	
2						1	=C4+C17	
3	Range		9,2494		A	2		
4	Minimum		-4,8146			3		
5	Maximum		4,4348			4		
6	Sum		37,3087			5		
7	Count		3721		n	6		
8						7		
9						8		
10	Numar de grupe					9		
11	Calculat		19,5179484			10		
12	Ales		20			11		
13						12		
14						13		
15	Lungime int. var.					14		
16	Calculat		0,462471016			15		
17	Ales		0,4625			16		
18						17		
19						18		
20						19		
21						20		

Figura 2.9. Determinarea limitei superioare a primului interval de variație al histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Pentru fiecare din celelalte intervale determinăm limita superioară adunând la cea inferioară (de fapt, limita superioară a celui precedent) lungimea aleasă a intervalului de variație. Introducem formula de calcul pentru a doua grupă, aplicăm un „click” după care prelungim relația pentru celelalte grupe (Figura 2.10.).

	A	B	C	D	E	F	G	H
1						Grupe	Lim. Sup. int.var.	
2						1	-4,3521	
3	Range		9,2494		A	2	=G2+0,4625	
4	Minimum		-4,8146			3		
5	Maximum		4,4348			4		
6	Sum		37,3087			5		
7	Count		3721		n	6		
8						7		
9						8		
10	Numar de grupe					9		
11	Calculat		19,5179484			10		
12	Ales		20			11		
13						12		
14						13		
15	Lungime int. var.					14		
16	Calculat		0,462471016			15		
17	Ales		0,4625			16		
18						17		
19						18		
20						19		
21						20		
22								

Figura 2.10. Determinarea limitei superioare pentru al doilea interval de variație al histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Verificăm dacă limita superioară a ultimului interval este cel puțin egală cu valoarea maximă a seriei după care aducem (copiind și folosind „Lipirea specială”) valorile randamentelor în foaia de lucru unde am stabilit limitele superioare ale intervalelor de variație (Figura 2.11.).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1						Grupe	Lim. Sup. int.var.		r_CURSZ_USD	
2						1	-4,3521		0,023163851	
3		Range	9,2494		A	2	-3,8896		-0,01323583	
4		Minimum	-4,8146			3	-3,4271		-0,7940373	
5		Maximum	4,4348			4	-2,9646		0,45593037	
6		Sum	37,3087			5	-2,5021		-1,04471837	
7		Count	3721		n	6	-2,0396		-1,53500664	
8						7	-1,5771		-0,07157586	
9						8	-1,1146		0,689763357	
10		Numar de grupe				9	-0,6521		-0,21016244	
11		Calculat	19,5179484			10	-0,1896		0,193230224	
12		Ales	20			11	0,2729		0,621224862	
13						12	0,7354		-0,82463545	
14						13	1,1979		-0,57858714	
15		Lungime int. var.				14	1,6604		-0,30767151	
16		Calculat	0,462471016			15	2,1229		0,743624657	
17		Ales	0,4625			16	2,5854		0,400217601	
18						17	3,0479		-0,45460792	
19						18	3,5104		-0,84342581	
20						19	3,9729		0,006858005	
21						20	4,4354		-1,70140352	
22									-0,74565818	
23									-1,28728304	
24									-0,38157777	

Figura 2.11. Limitele superioare ale intervalelor de variație ale histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Alegem, în continuare, opțiunea „Histogram” din pachetul „Data Analysis” (Figura 2.12.).

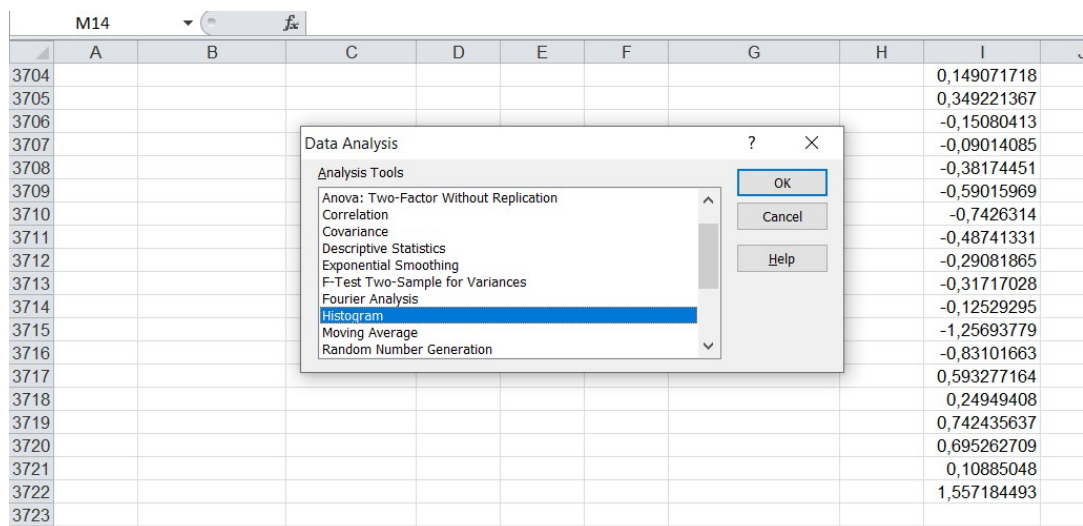


Figura 2.12. Alegerea opțiunii „Histogram” pentru realizarea histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

După un „click” asupra butonului „OK” ni se deschide fereastra de dialog „Histogram” pe care o completăm astfel:

- la articolul „Input Range” introducem adresele randamentelor logaritmice ale cursului RON/USD (\$I\$1:\$F\$3722), inclusiv eticheta;
- la rubrica „Bin Range” trecem adresele limitelor superioare ale intervalelor de variație ((\$G\$1:\$G\$21), de asemenea inclusiv eticheta;
- la articolul „New Worksheet Ply” înscrim o denumire a foii de lucru care va conține histograma („Histograma r_CURSZ_USD”);
- marcăm opțiunile „Labels” și „Chart Output” (Figura 2.13.).

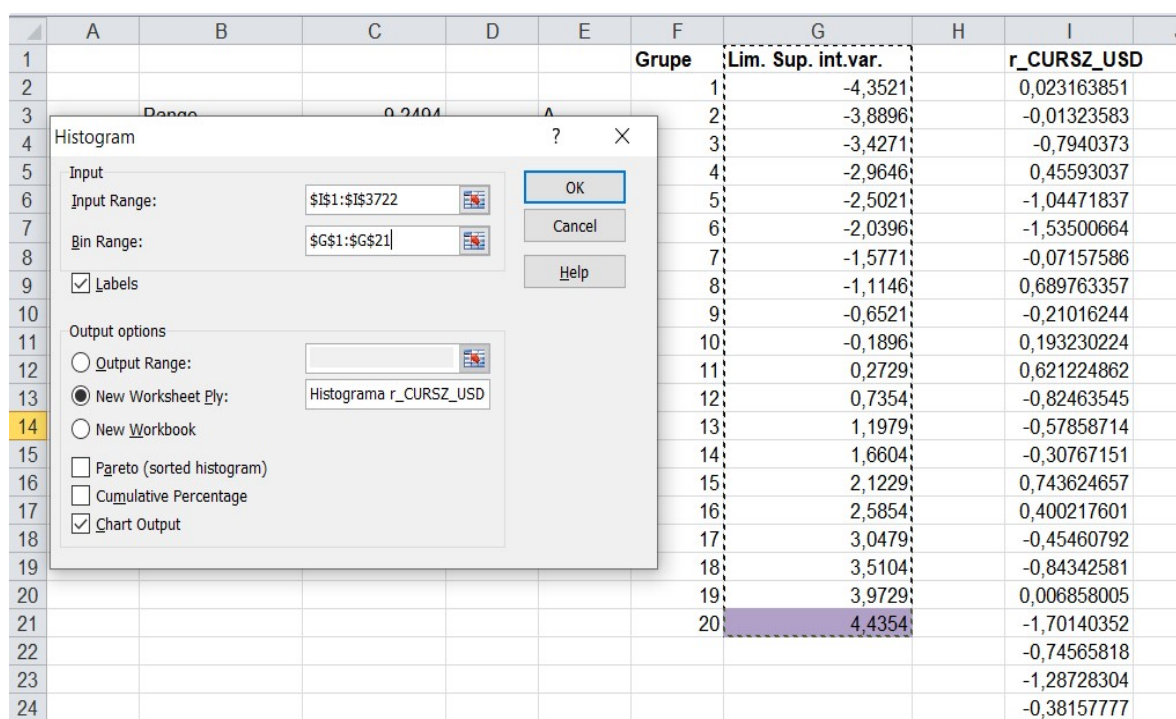


Figura 2.13. Completarea ferestrei de dialog „Histogram” pentru realizarea histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Un alt „click” asupra butonului „OK” generează foaia de lucru („Histograma r_CURSZ_USD” unde sunt afișate frecvențele grupelor și reprezentarea grafică a histogramei (Figura 2.14.). La rubrica „More” a apărut valoarea 0 ceea ce înseamnă că toți termenii seriei au fost incluși în grupare.

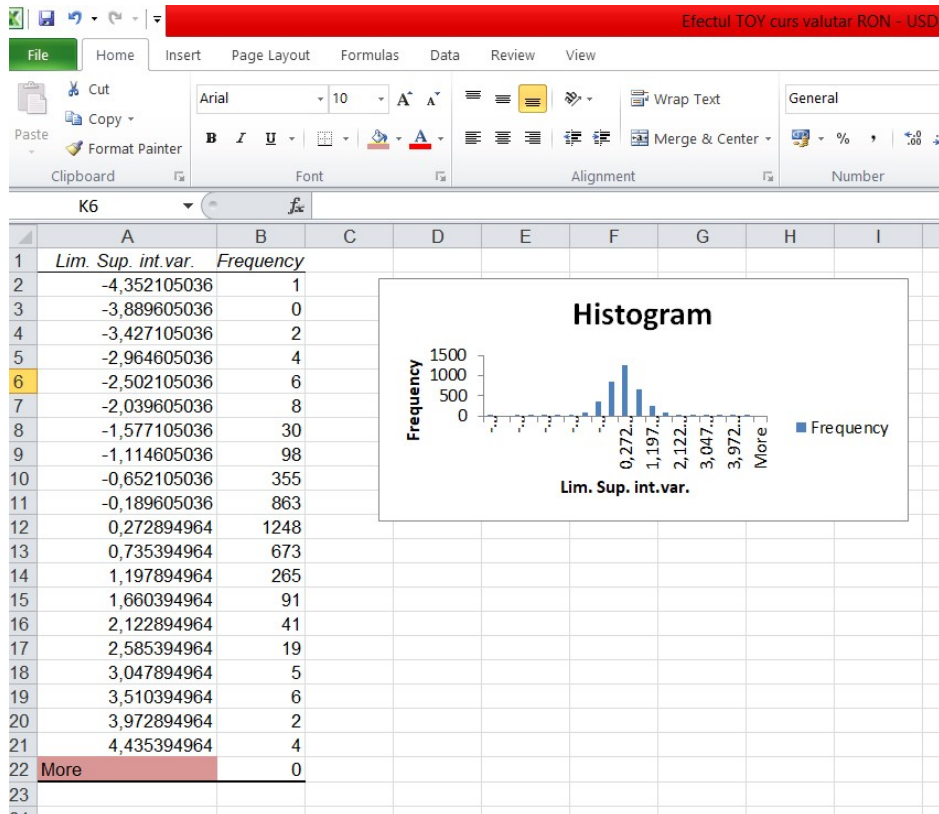


Figura 2.14. Foaia de lucru „Histograma r_CURSZ_USD”

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Utilizăm opțiunea „Format Data Series” (deschisă cu un „click dreapta” asupra reprezentării frecvenței uneia dintre grupe) pentru a apropia dreptunghiurile histogramei (Figura 2.15.).

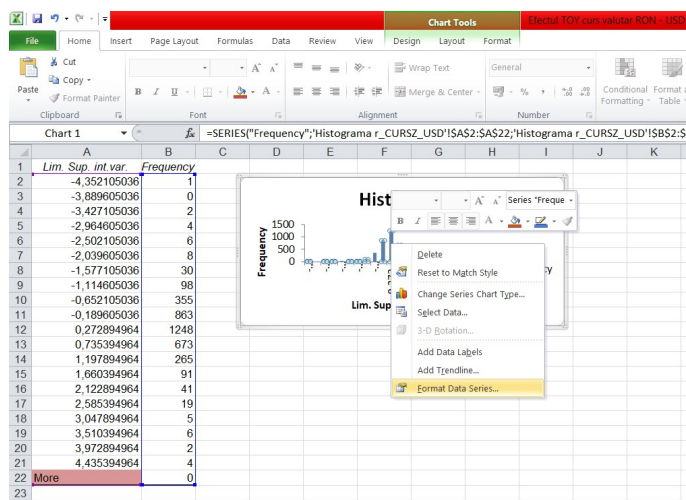


Figura 2.15. Alegerea opțiunii „Format Data Series” pentru modificarea reprezentării grafice a histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

În fereastra de dialog asociată opțiunii „Format Data Series” stabilim, la rubrica „Gap Width”, varianta „No Gap – 0%” (Figura 2.16.).

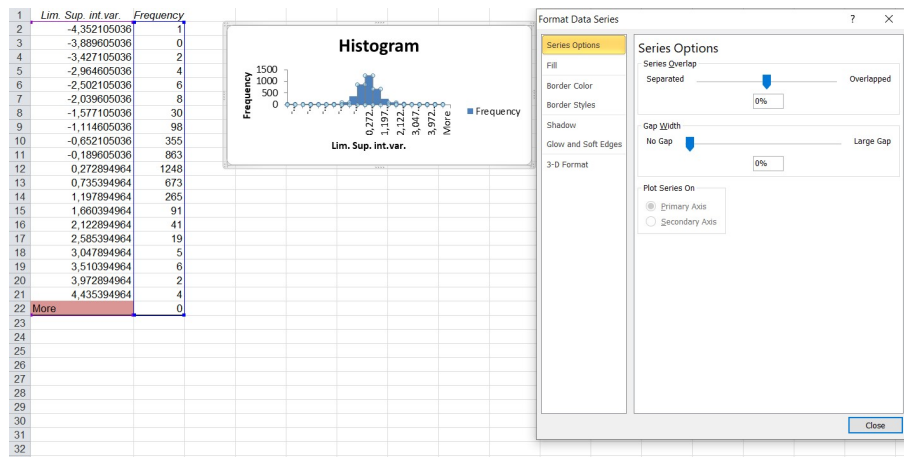


Figura 2.16. Apropierea dreptunghiurilor histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

A rezultat, astfel, reprezentarea grafică a histogramei din Figura 2.17. Din studiul acesteia deducem, la fel ca în cazul indicatorilor statisticii descriptive, că seria randamentelor, cu o asimetrie semnificativă și o boltire leptokurtică, este destul de îndepărtată de una normală.

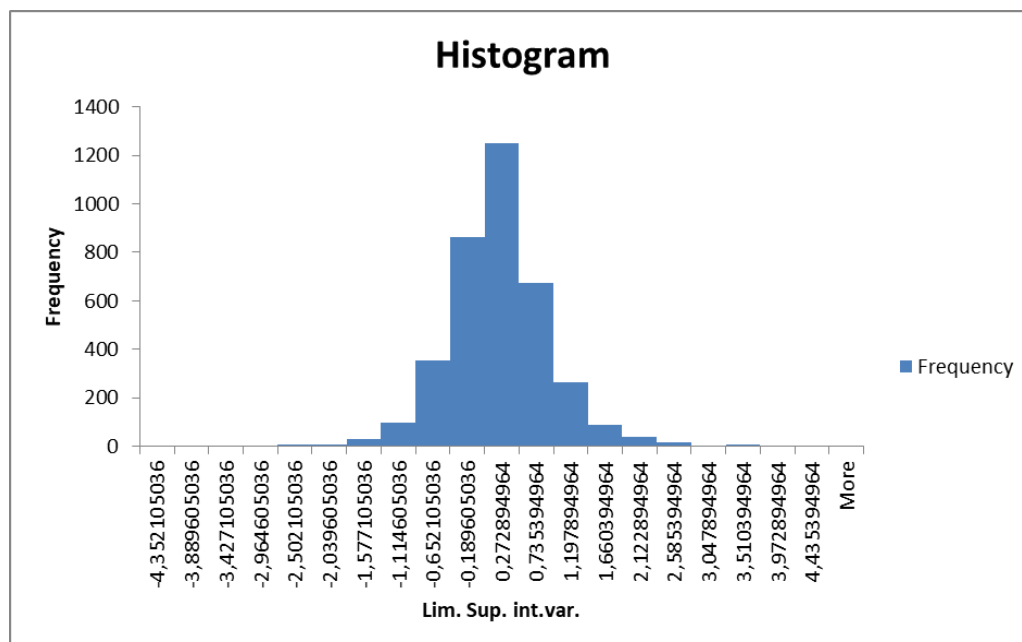


Figura 2.17. Reprezentarea grafică a histogramei randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

2.4. Trendul liniar al randamentelor logaritmice

Vom determina un trend cu ecuația:

$$r_CURSZ_USD_i = \beta_0 + \beta_1 \times t_i + \varepsilon_i \quad (2.4.)$$

unde:

- $r_CURSZ_USD_i$ este valoarea cursului valutar RON/USD din ziua i ;
- t_i este valoarea variabilei timp pentru ziua i ;
- β_0 și β_1 sunt parametrii dreptei ce corespunde trendului liniar;
- ε_i este valoarea termenului eroare (rezidual) pentru ziua i .

În foaia de lucru în care am calculat randamentele logaritmice ale cursului RON/USD stabilim, într-o coloană separată, valorile variabilei t ce reflectă scurgerea timpului. Începem înscriind valoarea 1 pentru primul termen al seriei randamentelor (ziua 05.07.2005) urmând ca, pentru fiecare din ceilalți termeni valoarea să fie mai mare cu o unitate decât cea a termenului precedent. Înscriem această relație de calcul pentru al doilea termen și, după un „ENTER” o prelungim până la ultima zi (Figura 2.18.).

	B	C	D	E	F	G	H
5							
6							
7			Data	CURSZ_USD			
8			04.07.2005	3,0216	r_CURSZ_USD	t	
9			05.07.2005	3,0223	0,023163851	1	
10			06.07.2005	3,0219	-0,013235829	=G9+1	
11			07.07.2005	2,9980	-0,794037295		
12			08.07.2005	3,0117	0,45593037		
13			11.07.2005	2,9804	-1,044718369		
14			12.07.2005	2,9350	-1,535006642		

Figura 2.18. Determinarea valorilor variabilei timp pentru stabilirea trendului liniar al cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Pentru a determina parametrii ecuației (2.4.) recurgem la opțiunea „Regression” din pachetul de aplicații „Data Analysis” (Figura 2.19.). Aplicăm un „click” asupra butonului „OK” pentru a ajunge la fereastra de dialog aferentă.

	B	C	D	E	F	G
3711			20.02.2020	4,4307	0,149071718	3703
3712			21.02.2020	4,4462	0,349221367	3704
3713			24.02.2020	4,4395	-0,15080413	3705
3714			25.02.2020	4,4355	-0,090140851	3706
3715			26.02.2020	4,4186	-0,381744514	3707
3716			27.02.2020	4,3926	-0,590159694	3708
3717						3709
3718						3710
3719						3711
3720						3712
3721						3713
3722						3714
3723						3715
3724						3716
3725			11.03.2020	4,2539	0,24949408	3717
3726			12.03.2020	4,2856	0,742435637	3718
3727			13.03.2020	4,3155	0,695262709	3719
3728			16.03.2020	4,3202	0,10885048	3720
3729			17.03.2020	4,3880	1,557184493	3721
3730						

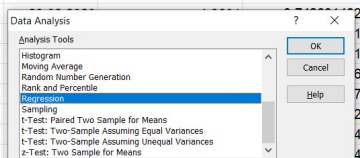


Figura 2.19. Selectarea opțiunii „Regression” pentru determinarea parametrilor trendului liniar al cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Completăm fereastra de dialog aferentă opțiunii „Regression” astfel:

- la rubrica „Input Y Range” introducem adresele celulelor aferente randamentelor, inclusiv eticheta (\$F\$8:\$F\$3729);
- la articolul „Input X Range” înscrîm adresele celulelor aferente variabilei timp, de asemenea inclusiv eticheta (\$G\$8:\$G\$3729);
- la rubrica „New Worksheet Ply” introducem o denumire pentru foaia de lucru unde vor afișate valorile parametrilor regresiei („Trend r_CURSZ_USD”, de exemplu);
- marcăm opțiunile „Labels” și „Residuals” (Figura 2.20.).

	B	C	D	E	F	G	H
4							
5							
6							
7			Data	CURSZ_USD			
8			04.07.2005	3,0216	r_CURSZ_USD	t	
9			05.07.2005	3,0223	0,023163851		1
10			06.07.2005	3,0219	-0,013235829		2
11			07.07.2005	2,9980	-0,794037295		3
12							4
13							5
14							6
15							7
16							8
17							9
18							10
19							11
20							12
21							13
22							14
23							15
24							16
25							17
26							18
27			29.07.2005	2,9164	0,006858005		19
28			01.08.2005	2,8672	-1,701403515		20

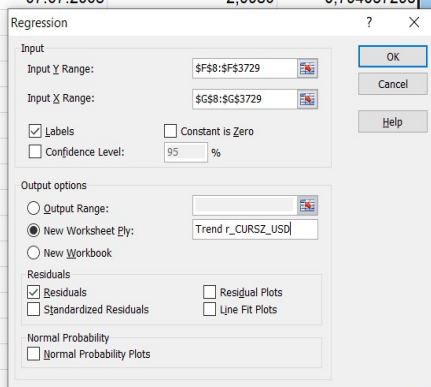


Figura 2.20. Completarea ferestrei de dialog a opțiunii „Regression” pentru determinarea parametrilor trendului liniar al cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Cu un nou „click” asupra butonului „OK” generăm foaia de lucru „Trend r_CURSZ_USD” de unde putem extrage parametrii trendului liniar (Figura 2.21.).

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	SUMMARY OUTPUT									
2										
3	Regression Statistics									
4	Multiple R	0,01152405								
5	R Square	0,000132804								
6	Adjusted R Square	-0,00013605								
7	Standard Error	0,711729687								
8	Observations	3721								
9										
10	ANOVA									
11		df	SS	MS	F	Significance F				
12	Regression	1	0,250221	0,250221	0,493963	48,22%				
13	Residual	3719	1883,893	0,506559						
14	Total	3720	1884,144							
15										
16		Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%	Lower 95,0%	Upper 95,0%	
17	Intercept	-0,0042	0,02334	-0,17912	85,79%	-0,049941367	0,04158	-0,04994	0,04158	
18	t	0,00001	1,09E-05	0,702825	48,22%	-1,36622E-05	2,89E-05	-1,4E-05	2,89E-05	
19										
20										
21										
22	RESIDUAL OUTPUT									
23										
24	Observation	Selected r_CURSZ	Residuals							
25	1	-0,00417308	0,027337							
26	2	-0,00416544	-0,00907							

Figura 2.21. Foaia de lucru „Trend r_CURSZ_USD”

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Principalii parametri ai trendului liniar, obținuți prin regresie, sunt prezentați în Tabelul 2.2. Valoarea coeficientului de determinare (0,00013 sau, într-o formă procentuală, 0,013%) indică o influență foarte slabă a variabilei independente asupra celei dependente: doar 0,013% din variația randamentelor cursului RON/USD poate fi atribuită variației variabilei timp, restul de 99,987% fiind cauzat de impactul altor factori.

Tabelul 2.2. Parametri ai regresiei utilizate în determinarea trendului liniar al randamentelor logaritmice ale cursului valutar RON/USD

Indicator	Valoare	Probabilitate ipoteza nulă
Coeficientul β_0	-0,0042	85,79%
Coeficientul β_1	0,00001	48,22%
Testul F	0,4940	48,22%
Coeficient de determinare	0,00013	

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Ecuția regresiei, cu forma:

$$r_CURSZ_USD_i = -0,0042 + 0,00001 \times t_i + \varepsilon_i$$

ne permite să aflăm ecuația trendului liniar:

$$E_i(r_CURSZ_USD_i) = -0,0042 + 0,00001 \times t_i \quad (2.5.)$$

Verificăm dacă această ecuație este semnificativă utilizând testul F cu cele două ipoteze aferente:

- **Ipoteza nulă – H_0 : „Ecuția (2.5.) nu este semnificativă”;**
- **Ipoteza alternativă – H_1 : „Ecuția (2.5.) este semnificativă”.**

Alegem, pentru a valida sau nu ipoteza nulă, un nivel de semnificație de 10%. Probabilitatea asociată ipotezei nule, de 85,79%, este mai mare decât acest nivel de semnificație ceea ce înseamnă că nu o putem respinge. Acceptăm, deci, că ecuația trendului liniar nu este semnificativă (ceea ce, din perspectiva scopului acestei aplicații nu este deloc grav).

Pentru a caracteriza trendul randamentelor ne putem folosi de testul t prin care, pentru fiecare din cei doi coeficienți, β_0 și β_1 , putem valida sau infirma ipotezele:

- **Ipoteza nulă – H_0 : „Coeficientul nu este semnificativ”;**
- **Ipoteza alternativă – H_1 : „Coeficientul este semnificativ”.**

Alegem, din nou, un nivel de semnificație de 10% pe care îl comparăm cu probabilitatea ipotezei nule. Pentru ambii coeficienți, (85,79% pentru β_0 și 48,22% pentru β_1) această probabilitate este mai mare decât nivelul de semnificație. În consecință, vom considera că niciunul dintre aceștia nu diferă semnificativ de zero. Această concluzie este importantă îndeosebi în cazul pantei (coeficientul β_1) deoarece indică un trend orizontal.

	A	B	C	D	E	F	G
14	Total	3720	1884,144				
15							
16		Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value	Lower 95%	Upper 95%
17	Intercept	-0,0042	0,02334	-0,17912	85,79%	-0,049941367	0,041579945
18	t	0,00001	1,09E-05	0,702825	48,22%	-1,36622E-05	2,89306E-05
19							
20							
21							
22	RESIDUAL OUTPUT						
23							
24	Observation	Predicted r_CURSZ_USD	Residuals		r_CURSZ_USD	Trend linear r_CURSZ_USD	
25	1	-0,004173077	0,027337		0,023163851	=B25	
26	2	-0,004165443	-0,00907		-0,013235829		
27	3	-0,004157809	-0,78988		-0,794037295		
28	4	-0,004150174	0,460081		0,45593037		
29	5	-0,00414254	-1,04058		-1,044718369		
30	6	-0,004134906	-1,53087		-1,535006642		
31	7	-0,004127272	-0,06745		-0,071575865		
32	8	-0,004119638	0,693883		0,689763357		
33	9	-0,004112003	-0,20605		-0,210162445		
34	10	-0,004104369	0,197335		0,193230224		
35	11	-0,004096735	0,625322		0,621224862		

Figura 2.22. Valorile trendului liniar ale randamentelor cursului RON/USD

Sursa datelor: <https://www.bnr.ro>

Trecem la reprezentarea grafică a trendului transferând valorile randamentelor (din nou prin „lipire specială”) în foaia de lucru „Trend r_CURSZ_USD”. Introducem valorile trendului liniar („Predicted r_CURSZ_USD”) într-o coloană alăturată, la același nivel cu valorile randamentelor (Figura 2.22.).

Din meniul „Insert” selectăm opțiunea de reprezentare grafică de tip „Line”, cu varianta „Line with Markers” (Figura 2.23.).

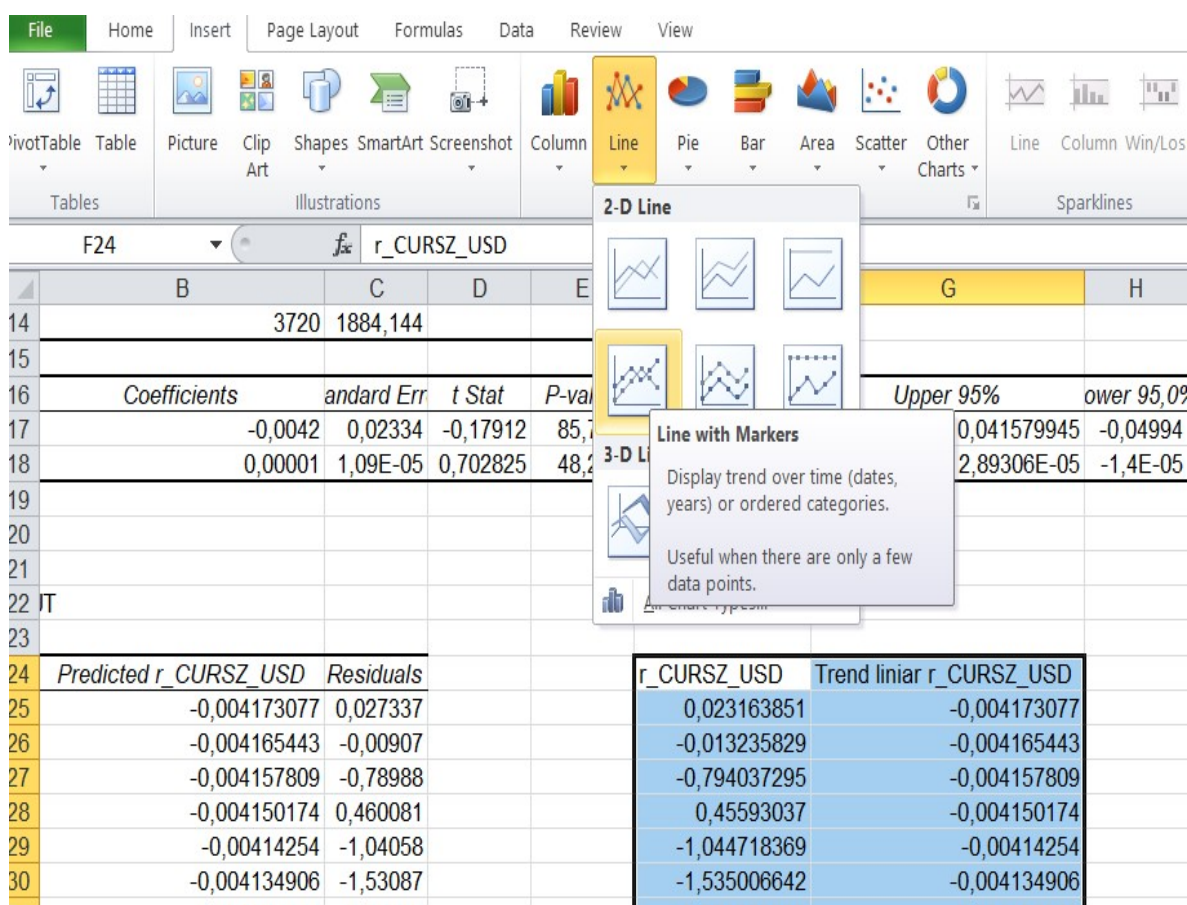


Figura 2.23. Alegerea forme de reprezentare grafică a trendului liniar al randamentelor logaritmice ale cursului valutar RON/USD

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Reprezentarea grafică a trendului liniar sugerează că acesta este de tip orizontal. În perioada analizată valorile randamentelor au oscilat în jurul coeficientului β_0 (Figura 2.24.). Faptul că randamentele nu au un trend pronunțat ascendent sau descendent ar putea însemna că nu și-au modificat semnificativ trăsăturile majore ceea ce, din perspectiva acurateții analizei unei anomalii calendaristice, este considerat un avantaj.

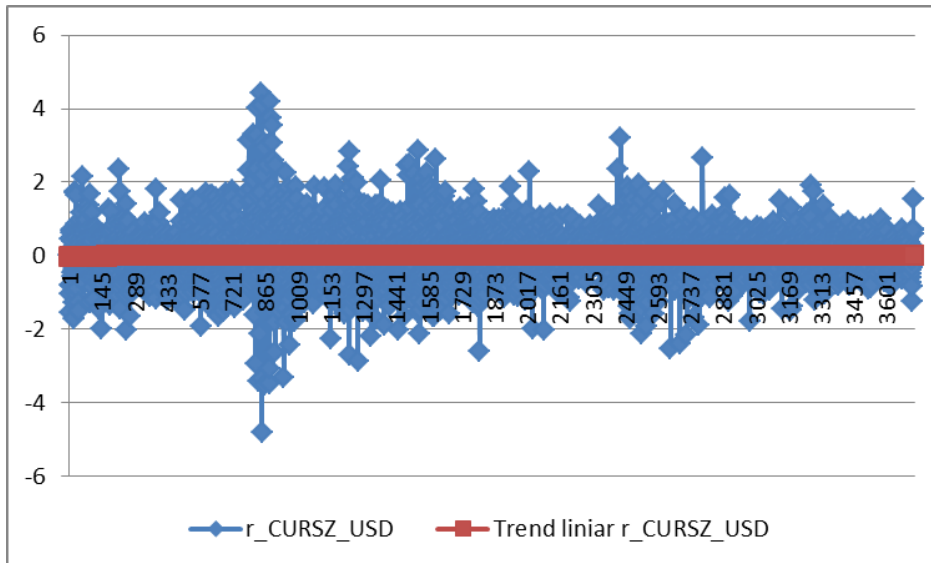


Figura 2.24. Reprezentarea grafică a trendului liniar al randamentelor logaritmice ale cursului valutar RON/USD

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

3. Comparație între randamentele medii din perioada TOY și cele din restul anului

Demersul de a compara randamentele medii din perioada TOY și cele din restul anului cuprinde două etape:

- delimitarea perioadelor TOY și ROY;
- aprecierea diferențelor dintre randamentele medii ale celor două perioade prin testul t.

3.1. Delimitarea perioadelor TOY și ROY

În cadrul numeroaselor demersuri de cercetare asupra Efectului TOY au fost utilizate diferite variante ale intervalului de timp specific acestei anomalii calendaristice. În această lucrare vom atribui Efectului TOY un interval de timp care demarează cu penultima zi lucrătoare a unui an (Y_{-2}) încheindu-se în a patra zi lucrătoare a anului următor (Y_{+4}):

$$TOY : [Y_{-2}; Y_{+4}]$$

Opusă acestui interval de timp este perioada ROY (*rest-of-the-year*) care cuprinde toate zilele lucrătoare ale anului calendaristic mai puțin cele din perioada TOY. Pentru a delimita cele două perioade vom copia, în coloanele alăturate ale unei foi de lucru Microsoft Excel, randamentele logaritmice ale cursului RON/USD împreună cu zilele corespunzătoare (Figura 2.25.).

6									
7		Data	CURSZ_USD						
8		04.07.2005	3,0216	r_CURSZ_USD	t		Zi	r_CURSZ_USD	TOY
9		05.07.2005	3,0223	0,023163851	1		05.07.2005	0,023163851	0
10		06.07.2005	3,0219	-0,013235829	2		06.07.2005	-0,013235829	0
11		07.07.2005	2,9980	-0,794037295	3		07.07.2005	-0,794037295	0
12		08.07.2005	3,0117	0,45593037	4		08.07.2005	0,45593037	0
13		11.07.2005	2,9804	-1,044718369	5		11.07.2005	-1,044718369	0
14		12.07.2005	2,9350	-1,535006642	6		12.07.2005	-1,535006642	0
15		13.07.2005	2,9329	-0,071575865	7		13.07.2005	-0,071575865	0
16		14.07.2005	2,9532	0,689763357	8		14.07.2005	0,689763357	0
17		15.07.2005	2,9470	-0,210162445	9		15.07.2005	-0,210162445	0
18		18.07.2005	2,9527	0,193230224	10		18.07.2005	0,193230224	0
19		19.07.2005	2,9711	0,621224862	11		19.07.2005	0,621224862	0

Figura 2.25. Operațiuni preliminare ale delimitării perioadelor TOY și ROY ale randamentelor cursului valutar RON/USD

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Stabilim o coloană adiacentă pentru variabila binară TOY care poate lua valorile:

- 1 dacă ziua t aparține intervalului $[Y_{-2}; Y_{+4}]$;
- 0 în caz contrar.

133		28.12.2005	3,0956	0,226383461	125		28.12.2005	0,226383461	0
134		29.12.2005	3,1160	0,656837959	126		29.12.2005	0,656837959	1
135		30.12.2005	3,1078	-0,263504764	127		30.12.2005	-0,263504764	1
136		03.01.2006	3,0930	-0,477358667	128		03.01.2006	-0,477358667	1
137		04.01.2006	3,0482	-1,459024123	129		04.01.2006	-1,459024123	1
138		05.01.2006	3,0490	0,026241554	130		05.01.2006	0,026241554	1
139		06.01.2006	3,0454	-0,118141258	131		06.01.2006	-0,118141258	1
140		09.01.2006	3,0384	-0,230119435	132		09.01.2006	-0,230119435	0
141		10.01.2006	3,0169	-0,710124696	133		10.01.2006	-0,710124696	0

Figura 2.26. Atribuirea valorilor variabilei TOY pentru randamentele cursului valutar RON/USD

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Din considerente practice, atribuim inițial valoarea 0 către toți termenii seriei pentru ca apoi să o înlocuim cu 1 în cazul zilelor din perioada TOY (Figura 2.26.). De exemplu, pentru sfârșitul anului 2005 și începutul anului 2006 am introdus valoarea 1 pentru un interval care începe la 12 decembrie 2005 (penultima zi lucrătoare a anului 2005) și se termină la 6 ianuarie 2006 (patra zi lucrătoare a anului 2006).

În continuare, selectăm datele din cele trei coloane (zilele seriei, randamentele și variabila TOY), inclusiv etichetele după care le sortăm ascendent, în raport cu valorile variabilei TOY (Figura 2.27.).

	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
1											
2											
3											
4											
5											
6											
7			Data	CURSZ_USD							
8			04.07.2005	3,0216	r_CURSZ_USD	t		Zi	r_CURSZ_USD	TOY	
9			05.07.2005	3,0223	0,023163851	1		05.07.2005	0,023163851	0	
10			06.07.2005	3,0219	-0,013235829	2		06.07.2005	-0,013235829	0	
11			07.07.2005	2,9980	-0,794037295	3		07.07.2005	-0,794037295	0	
12								08.07.2005	0,45593037	0	
13								11.07.2005	-1,044718369	0	
14								12.07.2005	-1,535006642	0	
15								13.07.2005	-0,071575865	0	
16								14.07.2005	0,689763357	0	
17								15.07.2005	-0,210162445	0	
18								18.07.2005	0,193230224	0	
19								19.07.2005	0,621224862	0	
20								20.07.2005	-0,824635448	0	
21								21.07.2005	-0,578587143	0	
22								22.07.2005	-0,307671513	0	
23								25.07.2005	0,743624657	0	
24								26.07.2005	0,400217601	0	

Figura 2.27. Sortarea randamentelor cursului valutar RON/USD în raport cu valorile variabilei TOY

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

În urma sortării, putem separa randamentele din perioada TOY (având valoarea 1 au ajuns în partea superioară a seriei) de cele din perioada ROY, pe care le mutăm în coloane alăturate. Prin această operațiune am divizat variabila randamentelor în două variabile cu denumirile:

- r_CURSZ_USD TOY pentru randamentele din perioada TOY;
- r_CURSZ_USD ROY pentru randamentele din perioada ROY (Figura 2.28.).

	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P
4												
5												
6												
7		CURSZ_USD										
8		3,0216	r_CURSZ_USD	t		Zi	r_CURSZ_USD TOY	TOY		Zi	r_CURSZ_USD ROY	TOY
9		3,0223	0,023163851	1		29.12.2005	0,656837959	1		05.07.2005	0,023163851	0
10		3,0219	-0,013235829	2		30.12.2005	-0,263504764	1		06.07.2005	-0,013235829	0
11		2,9980	-0,794037295	3		03.01.2006	-0,477358667	1		07.07.2005	-0,794037295	0
12		3,0117	0,45593037	4		04.01.2006	-1,459024123	1		08.07.2005	0,45593037	0
13		2,9804	-1,044718369	5		05.01.2006	0,026241554	1		11.07.2005	-1,044718369	0
14		2,9350	-1,535006642	6		06.01.2006	-0,118141258	1		12.07.2005	-1,535006642	0
15		2,9329	-0,071575865	7		28.12.2006	0,959771118	1		13.07.2005	-0,071575865	0
16		2,9532	0,689763357	8		29.12.2006	-0,710199939	1		14.07.2005	0,689763357	0
17		2,9470	-0,210162445	9		03.01.2007	-1,183167573	1		15.07.2005	-0,210162445	0

Figura 2.28. Delimitarea randamentelor cursului valutar RON/USD din perioadele TOY și ROY

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

3.2. Aprecierea diferențelor dintre randamentele medii ale celor două perioade prin testul t

Testul t ne permite să alegem între două ipoteze mutual exclusive:

- **Ipoteza nulă:** H_0 : „în medie, valorile variabilei $r_CURSZ_USD\ TOY$ nu diferă semnificativ de cele ale valorile variabilei $r_CURSZ_USD\ ROY$ ”;

- Ipoteza alternativă: H_1 : „în medie, valorile variabilei $r_CURSZ_USD\ TOY$ diferă semnificativ de cele ale valorile variabilei $r_CURSZ_USD\ ROY$ ”;

	H	I	J	K	L	M	N	O
4								
5								
6								
7								
8		Zi	$r_CURSZ_USD\ TOY$	TOY		Zi	$r_CURSZ_USD\ ROY$	TOY
9		29.12.2005	0,656837959	1		05.07.2005	0,023163851	0
10		30.12.2005	-0,263504764	1		06.07.2005	-0,013235829	0
11		03.01.2006	-0,477358667	1		07.07.2005	-0,794037295	0
12		04.01.2006	-1,459024123	1		08.07.2005	0,45593037	0
13		05.01.2006	0,026241554	1		11.07.2005	-1,044718369	0
14		06.01.2006					-1,535006642	0
15		28.12.2006					-0,071575865	0
16		29.12.2006					0,689763357	0
17		03.01.2007					-0,210162445	0
18		04.01.2007					0,193230224	0
19		05.01.2007					0,621224862	0
20		08.01.2007					-0,824635448	0
21		27.12.2007					-0,578587143	0
22		28.12.2007	0,969511184	1		22.07.2005	-0,307671513	0

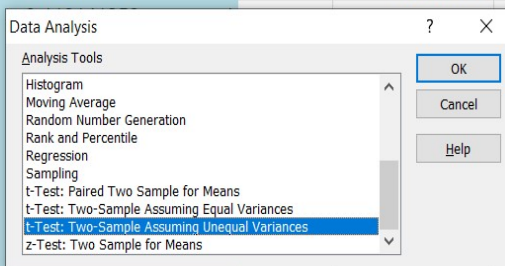


Figura 2.29. Alegerea articolului „t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances” din pachetul „Data Analysis”

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Din pachetul „Data Analysis” alegem opțiunea „t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances” (Figura 2.29.). Aplicăm un „click” asupra butonului „OK” pentru a ni se deschide fereastra de dialog asociată acestei opțiuni pe care o completăm astfel:

- la articolul „Variable 1 Range:” înscriem adresele celulelor variabilei $r_CURSZ_USD\ TOY$, inclusiv eticheta;
- la articolul „Variable 2 Range:” introducem adresele celulelor variabilei $r_CURSZ_USD\ ROY$, de asemenea cu tot cu etichetă;
- trecem valoarea 0 la rubrica „Hypothesized Mean Difference:” (conform ipotezei nule, în medie, valorile celor două variabile nu diferă semnificativ ceea ce ar însemna că diferența dintre mediile celor două variabile este egală cu zero);
- la articolul „New Worksheet Ply:” introducem o denumire pentru foaia de lucru unde vor fi afișate rezultatele testului t (de exemplu, „Test t Ef. TOY curs val.”);
- marcăm rubrica „Labels” semnalând că au fost introduse, alături de adresele valorilor celor două variabile și adresele etichetelor;
- nu este nevoie să modificăm valoarea implicită 0,05 de la articolul „Alpha:” (Figura 2.30.).

	H	I	J	K	L	M	N	O	P
5									
6									
7									
8		Zi	r_CURSZ_USD TOY	TOY		Zi	r_CURSZ_USD ROY	TOY	
9		29.12.2005	0,656837959	1		05.07.2005	0,023163851	0	
10		30.12.2005	-0,263504764	1		06.07.2005	-0,013235829	0	
11		03.01.2006	-0,477358667	1		07.07.2005	-0,794037295	0	
12		04.01.2006	-1,459024123	1		08.07.2005	0,45593037	0	
13		05.01.2006	0,026241554	1		11.07.2005	-1,044718369	0	
14		06.01.2006					-1,535006642	0	
15		28.12.2006					-0,071575865	0	
16		29.12.2006					0,689763357	0	
17		03.01.2007					-0,210162445	0	
18		04.01.2007					0,193230224	0	
19		05.01.2007					0,621224862	0	
20		08.01.2007					-0,824635448	0	
21		27.12.2007					-0,578587143	0	
22		28.12.2007					-0,307671513	0	
23		03.01.2008					0,743624657	0	
24		04.01.2008					0,400217601	0	
25		07.01.2008	-0,114749408	1		27.07.2005	-0,454607921	0	
26		08.01.2008	0,176168184	1		28.07.2005	-0,843425805	0	
27		30.12.2008	0,468050232	1		29.07.2005	0,006858005	0	
28		31.12.2008	1,021357911	1		01.08.2005	-1,701403515	0	

t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances

Input
Variable 1 Range:
Variable 2 Range:
Hypothesized Mean Difference:
☒ Labels
Alpha:

Output options
☐ Output Range:
☒ New Worksheet Ply:
☐ New Workbook

OK Cancel Help

Figura 2.30. Completarea ferestrei de dialog asociată opțiunii „t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances” din pachetul „Data Analysis”

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Aplicăm un alt „click” asupra butonului „OK”, ceea ce va crea foaia de lucru „Test t Ef. TOY curs val.” care conține rezultatele testului t (Figura 2.31.).

Efectul TOY curs valutar RON - USD					
File	Home	Insert	Page Layout	Formulas	Data
From Access	From Web	From Text	From Other Sources	Existing Connections	Refresh All
Connections	Properties	Edit Links	Sort	Filter	Advanced
Text to Columns	Remove Duplicates	Validation			
F8					
A	B	C	D	E	F
1	t-Test: Two-Sample Assuming Unequal Variances				
2					
3		r_CURSZ_USD TOY	r_CURSZ_USD ROY		
4	Mean	0,194510254	0,005453809		
5	Variance	0,813777266	0,498230995		
6	Observations	90	3631		
7	Hypothesized Mean Difference	0			
8	df	92			
9	t Stat	1,973283173			
10	P(T<=t) one-tail	0,025732135			
11	t Critical one-tail	1,661585397			
12	P(T<=t) two-tail	0,051464269			
13	t Critical two-tail	1,986086317			
14					

Figura 2.31. Foaia de lucru „Test t Ef. TOY curs val.”

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Sunt afișate, în primele rânduri, valorile mediilor aritmetice („Mean”) și ale varianțelor („Variance”). Media aritmetică a randamentelor din perioada TOY (0,1945) este mai mare decât cea a randamentelor din perioada ROY (0,0055). Vom reprezenta grafic cele două mărimi selectându-le valorile împreună cu etichetele variabilelor și alegând, din meniul „Insert”, opțiunea „Column” cu varianta „3-D Clustered Column” (Figura 2.32.).

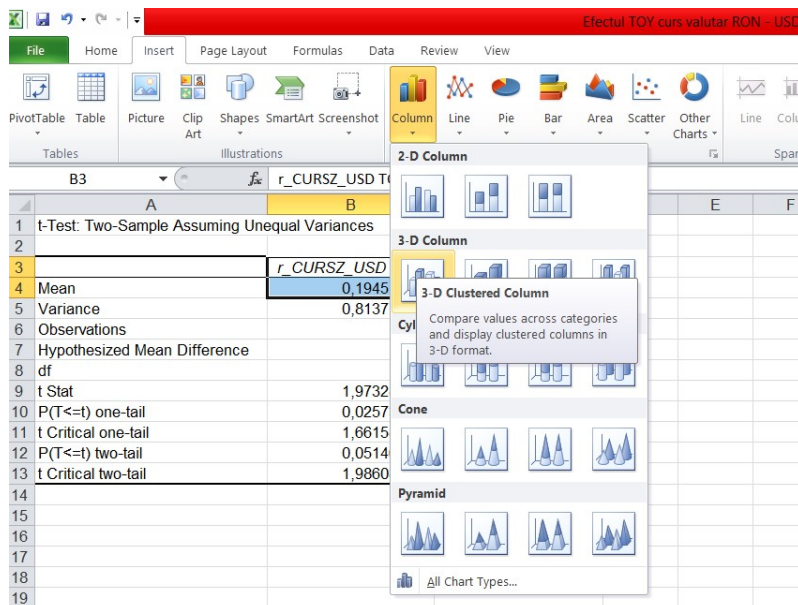


Figura 2.32. Alegerea articolului „3-D Clustered Column”

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Reprezentarea grafică a celor două medii evidențiază diferența dintre acestea (Figura 2.33.).

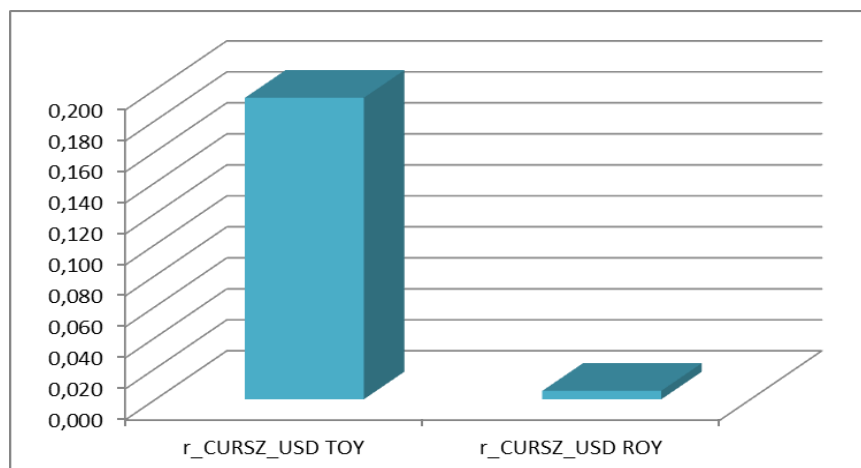


Figura 2.33. Reprezentarea grafică a mediilor aritmetice ale randamentelor cursului RON/USD din perioadele TOY și ROY

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Varianța randamentelor din perioada TOY este considerabil mai mare decât cea din perioada ROY ceea ce poate fi un indiciu al creșterii volatilității pieței valutare la începutul și la sfârșitul anului (dacă varianțele celor două variabile ar fi avut valori apropiate am fi fost îndreptățiți să utilizăm și varianta „t-Test: Two Sample Assuming Unequal Variances” din pachetul „Data Analysis”).

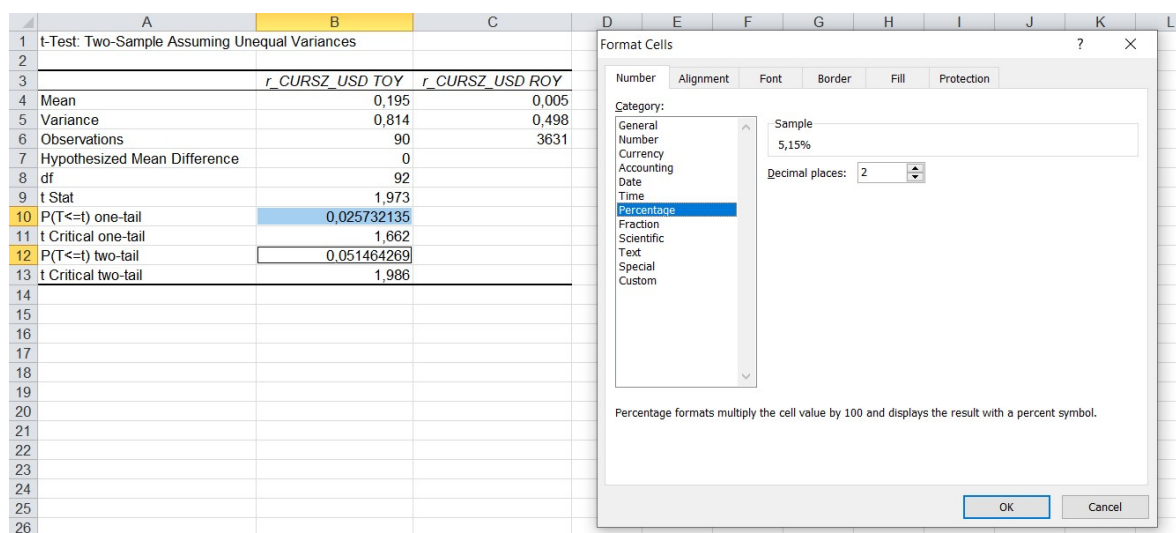


Figura 2.34. Atribuirea unor forme procentuale probabilităților asociate ipotezei nule

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Trecem la alegerea între cele două ipoteze ale testului t, etapă pentru care este indicat să dăm o formă procentuală probabilităților asociate ipotezei nule („P(T<=t) one tail” și („P(T<=t) two tail”) prin intermediul opțiunii „Format Cells” (Figura 2.34.).

Tabelul 3.1. Rezultate ale testului t pentru comparația dintre randamentele cursului RON/USD din perioadele TOY și ROY

Indicator	Randamente din perioada TOY	Randamente din perioada ROY
Media aritmetică	0,195	0,005
Varianța	0,814	0,498
Număr de observații	90	3631
Probabilitate pentru ipoteza nulă (varianta one-tail)	2,57%	
Probabilitate pentru ipoteza nulă (varianta two-tail)	5,15%	

Sursa datelor: <http://www.bvb.ro/>

Rezultatele testului t sunt sintetizate în Tabelul 3.1. Numărul de observații simțitor mai mic pentru perioada TOY decât pentru perioada ROY poate afecta acuratețea analizei. Au fost calculate două variante ale probabilității asociate ipotezei nule: one-tail și two-tail.

Prima dintre ele, one-tail, este indicată atunci când pornim de la premisa că relația dintre mediile celor două variabile nu poate fi decât unidirecțională (de exemplu, media $r_{CURSZ_USD\ TOY}$ este obligatoriu mai mare decât media $r_{CURSZ_USD\ ROY}$). A doua este specifică relațiilor bidirecționale (acceptăm că randamentul mediu din perioada TOY poate fi nu doar mai mare ci și mai mic decât cel din perioada ROY). Deoarece nu avem motive, în aplicația noastră, să pornim de la premisa unei relații unidirecționale, optăm pentru varianta two-tail.

În această aplicație, pentru care nu ne-am propus o acuratețe foarte ridicată, vom valida sau invalida ipoteza nulă pe baza unui nivel de semnificație de 10%. În raport cu acesta respingem ipoteza nulă (probabilitatea ipotezei nule în varianta two-tail este 5,15%, mai mică decât acest nivel de semnificație) acceptând în schimb ipoteza alternativă în conformitate cu care randamentul mediu din perioada TOY diferă semnificativ de cel din perioada ROY. Comparând mediile aritmetice ale celor două variabile putem concluziona că randamentele logaritmice ale cursului RON/USD din perioada TOY sunt, în medie, semnificativ mai mari decât cele din perioada ROY.

4. Concluzii

Rezultatele investigației au indicat că, pentru perioada iulie 2005 – martie 2020, randamentul mediu al cursului RON/USD din intervalul de timp TOY a fost semnificativ mai mare decât cel din perioada ROY. Valoarea considerabil pozitivă a randamentului din perioada TOY corespunde unei deprecieri semnificative a monedei naționale în raport cu dolarul american. O astfel de variație sezonieră poate fi pusă în legătură cu diferite circumstanțe: importurile masive de bunuri de consum sau produse energetice, fluxurile valutare între entitățile companiilor multinaționale etc.

Este evident că acest demers de analiză nu poate avea o acuratețe deosebită. Distribuția randamentelor, asimetrică și leptokurtică este îndepărtată de una normală iar valorile randamentelor sunt considerabil dispersate. În aceste condiții, investigația prin Testul t ar trebui completată cu alte metode: teste non-parametrice, regresii etc.

Investigația poate fi socotită incompletă deoarece nu a luat în considerare rata de schimb dintre leu și euro, esențială pentru a caracteriza evoluția pieței valutare din România. În plus, nu a fost studiată posibilitatea modificării în timp a Efectului TOY mai ales că în perioada analizată sistemul economic din România a trecut prin transformări de amploare: aderarea la Uniunea Europeană, criza globală demarată în 2008, recenta pandemie COVID – 19 etc.

În ciuda neajunsurilor recunoscute, acest demers de investigație poate fi utilizat ca un punct de plecare al unor studii mai ample asupra prezenței anomaliilor calendaristice pe piața valutară din România.

Bibliografie

Aczel, A. D., & Sounderpandian, J. (2009). Complete business statistics, Seventh Edition, The McGraw–Hill Companies. Boston.

Agrawal, A., & Tandon, K. (1994). Anomalies or illusions? Evidence from stock markets in eighteen countries. *Journal of International Money and Finance*, 13(1), 83-106.

Aharony, J., & Swary, I. (1980). Quarterly dividend and earnings announcements and stockholders' returns: An empirical analysis. *The Journal of Finance*, 35(1), 1-12.

Anderson, T. W. (2011). *The statistical analysis of time series*. John Wiley & Sons, New York.

Anderson, D. R., Sweeney, D. J., Williams, T. A., Camm, J. D., Cochran, J. J., & Ohlmann, J. W. (2018). *Modern Business Statistics with Microsoft Excel*. Cengage Learning, Boston.

Ashenfelter, O., Levine, P. B. & Zimmerman, D. J. (1997). *Statistics and Econometrics: Methods and Applications*, John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey.

Aydoğan, K., & Booth, G. G. (2003). Calendar anomalies in the Turkish foreign exchange markets. *Applied Financial Economics*, 13(5), 353-360.

Bajpai, N. (2010). *Business statistics*. Pearson, Delhi.

Ball, R., & Kothari, S. P. (1991). Security returns around earnings announcements. *Accounting Review*, 66(4), 718-738.

Baillie, R. T., & McMahon, P. C. (1990). *The foreign exchange market: Theory and econometric evidence*. Cambridge University Press.

Barberis, N., & Thaler, R. (2003). A survey of behavioral finance. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 9222. <https://www.nber.org/papers/w9222.pdf>

Berges, A., McConnell, J. J., & Schlarbaum, G. G. (1984). The turn-of-the-year in Canada. *The Journal of Finance*, 39(1), 185-192.

Berument, H., Coskun, M. N., & Sahin, A. (2007). Day of the week effect on foreign exchange market volatility: Evidence from Turkey. *Research in International Business and Finance*, 21(1), 87-97.

Bilson, J. F. (1980). The "speculative efficiency" hypothesis. National Bureau of Economic Research, No. 474. <https://www.nber.org/papers/w0474.pdf>

Bjønnes, G. H., & Rime, D. (2005). Dealer behavior and trading systems in foreign exchange markets. *Journal of Financial Economics*, 75(3), 571-605.

Brockman, P., & Michayluk, D. (1998). The persistent holiday effect: Additional evidence. *Applied Economics Letters*, 5(4), 205-209.

Cadsby, C. B., & Ratner, M. (1992). Turn-of-month and pre-holiday effects on stock returns: Some international evidence. *Journal of Banking & Finance*, 16(3), 497-509.

Calvo, G. A., & Mishkin, F. S. (2003). The mirage of exchange rate regimes for emerging market countries. *Journal of Economic Perspectives*, 17(4), 99-118.

Canova, F., & Marrinan, J. (1993). Profits, risk, and uncertainty in foreign exchange markets. *Journal of Monetary Economics*, 32(2), 259-286.

Coolidge, F. L. (2013). *Statistics: A gentle introduction*, Third Edition. SAGE Publications, Inc., London.

Cornett, M. M., Schwarz, T. V., & Szakmary, A. C. (1995). Seasonalities and intraday return patterns in the foreign currency futures market. *Journal of Banking & Finance*, 19(5), 843-869.

D'Mello, R., Ferris, S. P., & Hwang, C. Y. (2003). The tax-loss selling hypothesis, market liquidity, and price pressure around the turn-of-the-year. *Journal of Financial Markets*, 6(1), 73-98.

Dai, Q. (2003). Tax-loss Selling and the Turn-of-the-Year Effect. In EFMA 2003 Helsinki Meetings. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=392034

Danielsson, J., & Payne, R. (2002). Real trading patterns and prices in spot foreign exchange markets. *Journal of International Money and Finance*, 21(2), 203-222.

Davidson, P. (2002). *Financial markets, money, and the real world*. Edward Elgar Publishing Limited, Cheltenham.

De Bondt, W. F., Muradoglu, Y. G., Shefrin, H., & Staikouras, S. K. (2008). Behavioral finance: Quo vadis?. *Journal of Applied Finance*, 18(2).

Dimson, E., & Marsh, P. (1999). Murphy's law and market anomalies. *The Journal of Portfolio Management*, 25(2), 53-69.

Dumitriu, R., & Stefanescu, R. (2013). Utilizarea cursurilor valutare drept ancore nominale antiinflaționiste. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2370944>

Dumitriu, R., & Stefanescu, R. (2017). Turn-of-the-year effects on Bucharest Stock Exchange. The Tenth International & Interdisciplinary Scientific Conference VANGUARD SCIENTIFIC INSTRUMENTS IN MANAGEMENT, Ravda, Bulgaria, September 13-17, 2017. SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3056643>

Dyl, E. A. (1977). Capital gains taxation and year-end stock market behavior. *The Journal of Finance*, 32(1), 165-175.

- Evans, J. R., & Basu, A. (2013). *Statistics, data analysis, and decision modeling*, 5th Edition. Pearson Education Limited, Boston.
- Evans, M. D. (2002). FX trading and exchange rate dynamics. *The Journal of Finance*, 57(6), 2405-2447.
- Fama, E. F. (1998). Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance. *Journal of Financial Economics*, 49(3), 283-306.
- Fama, E. F. (1991). Efficient market hypothesis. *The Journal of Finance*, 46, 383-417.
- Fountas, S., & Segredakis, K. N. (2002). Emerging stock markets return seasonalities: the January effect and the tax-loss selling hypothesis. *Applied Financial Economics*, 12(4), 291-299.
- Frankel, J. A., & Froot, K. A. (1986). The dollar as speculative bubble: a tale of fundamentalists and chartists. National Bureau of Economic Research, Working Paper No. 1854. <https://www.nber.org/papers/w1854.pdf>
- Frankel, J. A., & Rose, A. K. (1995). Empirical research on nominal exchange rates. *Handbook of international economics*, 3, 1689-1729.
- Frankfurter, G. M., & McGoun, E. G. (2002). Resistance is futile: the assimilation of behavioral finance. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 48(4), 375-389.
- Froot, K. A., & Thaler, R. H. (1990). Anomalies: foreign exchange. *Journal of Economic Perspectives*, 4(3), 179-192.
- Ghosh, A. R., Gulde, A. M., & Wolf, H. C. (2002). *Exchange rate regimes: choices and consequences*. The MIT Press, London.
- Hansen, P. R., Lunde, A., & Nason, J. M. (2005). Testing the Significance of Calendar Effects. Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Series, 2005(2). SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=388601
- Haug, M., & Hirschey, M. (2006). The January effect. *Financial Analysts Journal*, 62(5), 78-88.
- Haugen, R. A., & Lakonishok, J. (1988). *The incredible January effect: The stock market's unsolved mystery*. Dow-Jones Irwin, New York.
- Hensel, C. R., & Ziemba, W. T. (1996). Investment results from exploiting turn-of-the-month effects. *Journal of Portfolio Management*, 22(3), 17.

- Hirshleifer, D., & Shumway, T. (2003). Good day sunshine: Stock returns and the weather. *The Journal of Finance*, 58(3), 1009-1032.
- Horowitz, J. L., Loughran, T., & Savin, N. E. (2000). The disappearing size effect. *Research in Economics*, 54(1), 83-100.
- Isarescu, M. (2004). Towards a new strategy of monetary policy: inflation targeting. *Journal for Economic Forecasting*, 1(5), 35-51.
- Ito, T. (1988). Foreign exchange rate expectations: Micro survey data. National Bureau of Economic Research Working Paper No. 2679. <https://www.nber.org/papers/w2679.pdf>
- Jacobsen, B., & Marquering, W. (2008). Is it the weather?. *Journal of Banking & Finance*, 32(4), 526-540.
- Kamstra, M. J., Kramer, L. A., & Levi, M. D. (2003). Winter blues: A SAD stock market cycle. *American Economic Review*, 93(1), 324-343.
- Karadeloglou, P., & Terraza, V. (Eds.). (2008). *Exchange rates and macroeconomic dynamics*. Palgrave Macmillan, New York.
- Ke, M. C., Chiang, Y. C., & Liao, T. L. (2007). Day-of-the-week effect in the Taiwan foreign exchange market. *Journal of Banking & Finance*, 31(9), 2847-2865.
- Keim, D. B. (1989). Trading patterns, bid-ask spreads, and estimated security returns: The case of common stocks at calendar turning points. *Journal of Financial Economics*, 25(1), 75-97.
- Klein, M. W., & Shambaugh, J. C. (2008). The dynamics of exchange rate regimes: Fixes, floats, and flips. *Journal of International Economics*, 75(1), 70-92.
- Kolluri, B., Panik, M. J., & Singamsetti, R. N. (2016). *Introduction to Quantitative Methods in Business; With Applications Using Microsoft Office Excel*. John Wiley & Sons, New Jersey.
- Kunkel, R. A., & Compton, W. S. (1998). A tax-free exploitation of the turn-of-the-month effect: CREF. *Financial services review*, 7(1), 11-23.
- Kunkel, R. A., Compton, W. S., & Beyer, S. (2003). The turn-of-the-month effect still lives: the international evidence. *International Review of Financial Analysis*, 12(2), 207-221.
- Lakonishok, J., & Smidt, S. (1984). Volume and turn-of-the-year behavior. *Journal of Financial Economics*, 13(3), 435-455.

- Lakonishok, J., Shleifer, A., Thaler, R., & Vishny, R. (1991). Window dressing by pension fund managers. NBER Working Paper No. 3617.
<https://www.nber.org/papers/w3617.pdf>
- Levine, D. M., Stephan, D. F., & Szabat, K. A. (2013). *Statistics for Managers Using Microsoft Excel*, 8th edition. Pearson Education Limited, London.
- Levy-Yeyati, E., & Sturzenegger, F. (2005). Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words. *European Economic Review*, 49(6), 1603-1635.
- Lewis, K. K. (1995). Are Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy Related, and Does It Really Matter?. *The Journal of Business*, 68(2), 185-214.
- MacDonald, R. (2007). *Exchange Rate Economics, Theories and Evidence*. Routledge, London.
- Malkiel, B. G. (2005). Reflections on the efficient market hypothesis: 30 years later. *Financial Review*, 40(1), 1-9.
- Marquering, W., Nisser, J., & Valla, T. (2006). Disappearing anomalies: a dynamic analysis of the persistence of anomalies. *Applied Financial Economics*, 16(4), 291-302.
- McFarland, J. W., Pettit, R. R., & Sung, S. K. (1982). The distribution of foreign exchange price changes: trading day effects and risk measurement. *The Journal of Finance*, 37(3), 693-715.
- McQueen, G., & Roley, V. V. (1993). Stock prices, news, and business conditions. *The Review of Financial Studies*, 6(3), 683-707.
- Moosa, I. A., & Bhatti, R. H. (2009). *The theory and empirics of exchange rates*. World Scientific Publishing Co. Pte. Ltd., New Jersey.
- Morana, C., & Beltratti, A. (2000). Central bank interventions and exchange rates: an analysis with high frequency data. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(3-4), 349-362.
- Ng, L., & Wang, Q. (2004). Institutional trading and the turn-of-the-year effect. *Journal of Financial Economics*, 74(2), 343-366.
- Oberlechner, T. (2004). *The psychology of the foreign exchange market*. John Wiley & Sons Ltd., West Sussex.
- Ogden, J. P. (1990). Turn-of-month evaluations of liquid profits and stock returns: A common explanation for the monthly and January effects. *The Journal of Finance*, 45(4), 1259-1272.

- Payne, R. (1996). Announcement effects and seasonality in the intra-day foreign exchange market. Financial Markets Group, Discussion Papers, No. 238. <https://ideas.repec.org/p/fmg/fmgdps/dp238.html>
- Reinganum, M. R. (1983). The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 89-104.
- Ritter, J. R. (1988). The buying and selling behavior of individual investors at the turn of the year. *The Journal of Finance*, 43(3), 701-717.
- Roll, R. (1983). Was ist das?. The Turn-of-the-year effect and the Return Premia of Small Firms. *Journal of Portfolio Management*, 9(2), 18-28.
- Rose, A. K. (2011). Exchange rate regimes in the modern era: fixed, floating, and flaky. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 652-72.
- Rozeff, M. S., & Kinney Jr, W. R. (1976). Capital market seasonality: The case of stock returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.
- Salkind, N. J. (2019). *Statistics for People Who (Think They) Hate Statistics: Using Microsoft Excel 2016, Fourth Edition.*, SAGE Publications, Inc., London.
- Sander, P., & Veiderpass, R. (2013). Testing the turn-of-the-year effect on Baltic stock exchanges. *The Review of Finance and Banking*, 5(2).
- Sarno, L., & Taylor, M. P. (2001). Official intervention in the foreign exchange market: is it effective and, if so, how does it work?. *Journal of Economic Literature*, 39(3), 839-868.
- Schwert, G. W. (2003). Anomalies and market efficiency. *Handbook of the Economics of Finance*, 1(B), 939-974.
- Shamah, S. (2003). *A foreign exchange primer*. John Wiley & Sons Ltd., West Sussex.
- Shiller, R. J. (2003). From efficient markets theory to behavioral finance. *Journal of economic perspectives*, 17(1), 83-104.
- Sias, R. W., & Starks, L. T. (1997). Institutions and individuals at the turn-of-the-year. *The Journal of Finance*, 52(4), 1543-1562.
- So, J. C. (1987). The distribution of foreign exchange price changes: Trading day effects and risk measurement—A comment. *The Journal of Finance*, 42(1), 181-188.
- Sprott, D. A. (2000). *Statistical inference in science*. Springer-Verlag, New York.

Statman, M. (1999). Behavioral finance: Past battles and future engagements. *Financial Analysts Journal*, 55(6), 18-27.

Stefanescu, R., & Dumitriu, R. (2011). The SAD cycle for the Bucharest Stock Exchange. International Conference "Risk in Contemporary Economy", SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2002303

Stefanescu, R., & Dumitriu, R. (2018). Introducere în analiza anomaliilor calendaristice, Partea întâi. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3261576

Stefanescu, R., & Dumitriu, R. (2020). Introducere în analiza anomaliilor calendaristice, Partea a doua. SSRN: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3513768

Steiner, B. (2002). *Foreign exchange and money markets: theory, practice and risk management*. Butterworth-Heinemann, Oxford.

Szakmary, A. C., & Kiefer, D. B. (2004). The disappearing January/turn of the year effect: Evidence from stock index futures and cash markets. *Journal of Futures Markets: Futures, Options, and Other Derivative Products*, 24(8), 755-784.

Taylor, M. P. (1995). The economics of exchange rates. *Journal of Economic Literature*, 33(1), 13-47.

Taylor, S. J. (2008). *Modelling financial time series*, Second Edition. World Scientific Publishing, New York.

Thaler, R. H. (1987). Anomalies: the January effect. *Journal of Economic Perspectives*, 1(1), 197-201.

Thaler, R. H. (1999). The end of behavioral finance. *Financial Analysts Journal*, 55(6), 12-17.

Tinic, S. M., & West, R. R. (1984). Risk and return: January vs. the rest of the year. *Journal of Financial Economics*, 13(4), 561-574.

Urquhart, A., & McGroarty, F. (2016). Are stock markets really efficient? Evidence of the adaptive market hypothesis. *International Review of Financial Analysis*, 47, 39-49.

Vitale, P. (2000). Speculative noise trading and manipulation in the foreign exchange market. *Journal of International Money and Finance*, 19(5), 689-712.

Von Hagen, J., & Zhou, J. (2005). De facto and official exchange rate regimes in transition economies. *Economic Systems*, 29(2), 256-275.

Wachtel, S. B. (1942). Certain observations on seasonal movements in stock prices. *The Journal of Business of the University of Chicago*, 15(2), 184-193.

Weiss, N. A. (2012). *Introductory statistics*, 9th Edition, Pearson Inc., Boston.

Westerhoff, F. (2001). Speculative behavior, exchange rate volatility, and central bank intervention. *Central European Journal of Operations Research*, 9(1-2), 31-50.

Yamori, N., & Kurihara, Y. (2004). The day-of-the-week effect in foreign exchange markets: multi-currency evidence. *Research in International Business and Finance*, 18(1), 51-57.

Yamori, N., & Mourdoukoutas, P. (2003). Does the day-of-the-week effect in foreign currency markets disappear? Evidence from the Yen/Dollar market. *International Finance Review*, 4, 443-459.

Ziemba, W. T. (1991). Japanese security market regularities: Monthly, turn-of-the-month and year, holiday and golden week effects. *Japan and the world Economy*, 3(2), 119-146.